



# Trois essais en macroéconomie internationale : le phénomène de préférence pour les titres nationaux et l'énigme de la quantité revisités

Alain Coën

## ► To cite this version:

Alain Coën. Trois essais en macroéconomie internationale : le phénomène de préférence pour les titres nationaux et l'énigme de la quantité revisités. Economies et finances. Université Panthéon-Sorbonne - Paris I, 2008. Français. NNT: . tel-00509649

**HAL Id: tel-00509649**

**<https://theses.hal.science/tel-00509649>**

Submitted on 13 Aug 2010

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

**UNIVERSITÉ PARIS I – PANTHÉON-SORBONNE**  
**UFR SCIENCES ÉCONOMIQUES**

**THÈSE**

pour obtenir le grade de

**DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ PARIS I PANTHÉON-SORBONNE**

*Discipline : Sciences Économiques*

présentée et soutenue publiquement

par

Alain COËN

Le 19 décembre 2008

**Titre :**

*Trois essais en macroéconomie internationale :  
le phénomène de préférence pour les titres nationaux et l'énigme de la quantité revisités*

---

*Directeur de thèse :*

**Monsieur le Professeur Jean-Olivier Hairault**

---

**JURY**

**M. le Professeur Eric Girardin, Université d'Aix-Marseille II**  
**M. le Professeur Michel Guillard, Université d'Evry**  
**M. le Professeur Jean-Olivier Hairault, Université Paris I**  
**M. le Professeur Hubert Kempf, Université Paris I**

**UNIVERSITÉ PARIS I – PANTHÉON-SORBONNE**  
**UFR SCIENCES ÉCONOMIQUES**

**THÈSE**

pour obtenir le grade de

**DOCTEUR DE L'UNIVERSITÉ PARIS I PANTHÉON-SORBONNE**

*Discipline : Sciences Économiques*

présentée et soutenue publiquement

par

Alain COËN

Le 19 décembre 2008

**Titre :**

*Trois essais en macroéconomie internationale :  
le phénomène de préférence pour les titres nationaux et l'énigme de la quantité revisités*

---

*Directeur de thèse :*

**Monsieur le Professeur Jean-Olivier Hairault**

---

**JURY**

**M. le Professeur Eric Girardin, Université d'Aix-Marseille II**  
**M. le Professeur Michel Guillard, Université d'Evry**  
**M. le Professeur Jean-Olivier Hairault, Université Paris I**  
**M. le Professeur Hubert Kempf, Université Paris I**

## **RÉSUMÉ :**

Le premier chapitre étudie les implications d'un modèle à générations imbriquées avec coûts de transaction sur la diversification internationale des portefeuilles. Nos résultats montrent que l'introduction de très petits coûts de transaction permet de reproduire le phénomène de préférence pour les titres financiers nationaux. Le second chapitre est consacré à l'analyse des relations entre le phénomène de préférence pour les titres nationaux, les prévisions des analystes financiers et l'opacité des bénéfices. En utilisant des données de haute qualité sur la composition des portefeuilles et en introduisant un estimateur de moments d'ordre supérieur, nous confirmons, améliorons et généralisons les résultats obtenus récemment par Ahearne et al. (2004). Premièrement, nous montrons que la précision des prévisions des analystes financiers peut contribuer à expliquer le manque de diversification observé dans la composition des portefeuilles américains. Deuxièmement, nous mettons en évidence la relation entre les mesures d'opacité et le phénomène de préférence pour les titres nationaux. Dans le troisième chapitre, nous revisitons l'énigme de la quantité en développant un modèle international de cycles avec management délégué. Dans chaque pays les actionnaires embauchent des managers et leur délèguent les décisions d'embauche et d'investissement. Nous montrons que les managers prennent des décisions intertemporelles dans leur propre intérêt et notamment des décisions d'investissement, qui ont des conséquences importantes sur l'énigme de la quantité. Le modèle permet de répliquer les principaux faits stylisés des fluctuations internationales.

## **ABSTRACT : Three essays in international macroeconomics: The home bias in equities puzzle and the quantity anomaly revisited**

The first chapter studies the implications for international portfolio diversification of a simple overlapping generations model of the world economy with transaction costs. Our main result shows that the introduction of very small transaction costs are sufficient to reproduce the large home bias observed in the composition of portfolios. The second chapter investigates the relation between the home bias in equity holdings, financial analysts' forecasts and earnings opacity. Using high quality cross-border holdings data and introducing an estimator based on sample moments of order higher than two to reduce the bias induced by measurement errors, we confirm, improve and extend previous results obtained recently by Ahearne et al. (2004). First, we show that financial analysts' forecast accuracy may contribute to the explanation of the lack of diversification observed in U.S. portfolios. Second, we shed light on the relationship between earnings opacity measures and the home bias in equity holdings. In the third chapter we revisit the quantity anomaly using an international business cycles model with delegated management. In each country shareholders hire a self-interested manager who is in charge of the firm's hiring and investment decisions. We show that managers make intertemporal decisions, and especially investment decisions, in their own interest. This has great consequences on the quantity puzzle. The model can succeed in replicating the main observed features of international comovements.

---

**DISCIPLINE : SCIENCES ÉCONOMIQUES**

---

**MOTS-CLÉS :** Préférence pour les titres nationaux, énigme de la quantité, modèle international à générations imbriquées, cycles internationaux, coûts de transaction, prévisions des analystes financiers, normes comptables internationales, asymétries informationnelles, opacité des bénéfices, choix de portefeuille international, management délégué, hypothèse de la vie calme, erreurs sur les variables.

**KEYNOTES :** Home bias in equities puzzle, consumption/output/productivity anomaly, overlapping generations model, international business cycles, transaction costs, analysts' forecasts, accounting standards, information asymmetries, earnings opacity, international portfolio choice, delegated management, quiet life hypothesis, errors-in-variables.

---

**Équipe Universitaire de Recherche en Économie Quantitative (EUREQua)-Umr CNRS  
Université Paris-I Panthéon Sorbonne  
Maison des Sciences Économiques (MSE)  
106-112 Boulevard de l'Hôpital  
75647 Paris cedex 13**

## **Remerciements**

Nous tenons, tout d'abord, à remercier Monsieur le Professeur Jean-Olivier Hairault qui a bien voulu diriger ce travail et nous a témoigné sa confiance et son soutien.

Notre reconnaissance s'adresse aussi à Messieurs les Professeurs Eric Girardin, Michel Guillard et Hubert Kempf qui ont accepté de se pencher sur cette étude et nous ont fait part de leurs commentaires avisés lors d'une pré-soutenance.

Notre gratitude va également à Monsieur le Professeur Benoît Carmichael, pour ses nombreux conseils et encouragements.

Nous remercions l'Équipe Universitaire de Recherches en Économie Quantitative (EUREQua) et la Maison des Sciences Économiques (M.S.E), Université Paris I Panthéon-Sorbonne, qui ont contribué à notre formation de chercheur dans le cadre du doctorat ès Sciences Économiques.

Enfin, nous associons à ces remerciements, Madame le Professeur Aurélie Desfleurs et la société THOMSON pour nous avoir donné accès à la base de données I/B/E/S (Institutional Brokers Estimate System database).

## TABLE DES MATIÈRES

<b>INTRODUCTION.....</b>	<b>8</b>
Illustrations du phénomène de préférence pour les titres nationaux.....	8
et de l'énigme de la quantité .....	8
Illustration du phénomène de préférence pour les titres nationaux .....	8
Illustration de l'énigme de la «quantité» («quantity anomaly») .....	15
<b>CHAPITRE PREMIER.....</b>	<b>23</b>
Choix de portefeuille international et modèle à générations imbriquées avec coûts de transaction .....	23
1. Introduction.....	23
2. Illustration du phénomène de préférence pour les titres nationaux. ....	25
3. Le modèle.....	26
4. Simulations et résultats .....	31
5. Conclusions.....	34
<b>CHAPITRE SECOND.....</b>	<b>36</b>
Asymétrie informationnelle et préférence pour les titres nationaux : .....	36
1. Introduction.....	36
2. Cadre conceptuel.....	46
3. Données et méthodologie .....	50
4. Analyse.....	67
5. Conclusions.....	79
<b>ANNEXES .....</b>	<b>97</b>
<b>CHAPITRE TROISIÈME.....</b>	<b>115</b>
Modèle International de Fluctuations et Management Délégué.....	115
1. Introduction.....	115
2. L'énigme de la quantité dans la littérature consacrée aux fluctuations internationales.....	122
3. Le modèle.....	129
4 Simulations et analyse des résultats .....	146
5. Conclusions.....	189
<b>ANNEXES .....</b>	<b>195</b>
<b>CONCLUSION GÉNÉRALE .....</b>	<b>206</b>
<b>BIBLIOGRAPHIE.....</b>	<b>214</b>





## INTRODUCTION

### **Illustrations du phénomène de préférence pour les titres nationaux et de l'énigme de la quantité**

Obsfeld et Rogoff (2001) ont récemment recensé six grandes énigmes irrésolues en macroéconomie internationale. Dans le cadre de cette étude, nous nous intéressons à deux d'entre elles : l'énigme de la préférence pour les titres financiers nationaux, définie par French et Poterba (1991), d'une part, et l'énigme de la quantité, mise en évidence par Backus, Kehoe et Kydland (1995), d'autre part.

#### **Illustration du phénomène de préférence pour les titres nationaux**

Depuis les travaux fondateurs de Markowitz (1952) et Tobin (1958), développés dans un cadre d'analyse moyenne-variance des rendements boursiers, la théorie financière prône la diversification du risque. Celle-ci passe par la diversification des portefeuilles qui permet de maximiser les rendements et de minimiser les risques, mesurés par l'écart-type de ces rendements. Généralisant au cadre international, le modèle d'évaluation des actifs financiers introduit par Sharpe (1964), Lintner (1965) et Mossin (1966), Gruber (1968) et Levy et Sarnat (1970), puis Solnik<sup>1</sup> (1974) ont confirmé cet enseignement et souligné sa validité accrue dans un contexte où les marchés financiers internationaux sont faiblement corrélés<sup>2</sup>. Il existe des gains substantiels à la diversification internationale des

---

<sup>1</sup> Solnik (1974) généralise au cadre international le modèle de Merton développé en temps continu.

<sup>2</sup> Contribuant ainsi à la réduction du risque total. La relation moyenne-variance enseigne que le risque associé à tout actif financier révèle deux composantes ; l'une systématique, indépendante du titre, et l'autre non systématique, propre au titre considéré. Si la première doit être supportée, la seconde peut être éliminée par la diversification des portefeuilles. Moins les rendements des titres sont corrélés entre eux, plus les gains d'une diversification apparaissent importants.

portefeuilles<sup>3</sup>. Deux motivations essentielles permettent d'expliquer l'investissement international et le recours à la diversification internationale des portefeuilles : la recherche d'une rentabilité supérieure à celle obtenue avec un portefeuille de titres domestiques et la réduction du risque total.

Pourtant, l'analyse de la composition des portefeuilles révèle un phénomène de préférence pour les titres nationaux. French et Poterba (1991)<sup>4</sup> ont été parmi les premiers à l'illustrer en présentant la composition des portefeuilles pour trois pays, les États-Unis, le Japon et le Royaume-Uni en décembre 1989. Et les auteurs de rapporter que les investisseurs américains, japonais et britanniques détenaient à cette date respectivement 93.8%, 98.11% et 82% de leurs titres domestiques en portefeuille alors que les capitalisations boursières de chacun de ces pays étaient respectivement inférieures à 48%, 26% et 13%.

**Tableau 1 : Composition des portefeuilles des investisseurs américains, japonais et britanniques au 31 décembre 1989.**

Pays	E.U.	JAP.	R.U.	V.A.M.
Allemagne	0.005	0.0013	0.035	235.8
Canada	0.01	0.0012	0.006	233.5
États-Unis	0.938	0.0131	0.059	2941.3
France	0.005	0.0013	0.032	265.4
Japon	0.031	0.9811	0.048	1632.9
R.U.	0.011	0.0019	0.82	849.8

(Source French et Poterba (1991) d'après un rapport d'Howell et Cozzini (1990) pour Salomon Brothers).

E.U. : États-Unis ; JAP. : Japon ; R.U. : Royaume-Uni.

V.A.M. : Valeur ajustée du marché en milliards de dollars américains (juin 1990).

<sup>3</sup> Malgré l'intégration croissante des marchés financiers (voir notamment Lane et Milesi-Foressi (2006)), ces gains bien que plus faibles demeurent : voir notamment Grauer et Hakansson (1987), Rowland et Tesar (2004), Karolyi et Stulz (2004), Hnatkovska (2005), De Santis et Gerard (2006), Van Wincoop et Warnock (2006), Baele, Pungulescu et Ter Horst (2007), Sorensen, Wu, Yosha et Zhu (2007), Eun, Huang et Lai (2008).

<sup>4</sup> Voir aussi Cooper et Kaplanis (1994) avec une composition des portefeuilles pour 8 pays au 31/12/1987, et Coën (2001) pour 9 pays au 31/12/1994.

Ce phénomène paraît paradoxal au vu des bénéfices réalisables. French et Poterba (1991) ont cherché à mieux comprendre les enjeux de cette énigme en évaluant le coût de cette absence de diversification. À l'aune de leurs résultats, il apparaît clairement que les investisseurs, supposés rationnels, n'auraient pas la même perception des marchés financiers, selon leur nationalité. Ils auraient tendance à surestimer le rendement des titres domestiques et à sous-estimer le rendement des titres étrangers.

**Tableau 2 : Évaluation des rendements (en pourcentage) nécessaires pour justifier la composition des portefeuilles observés dans le tableau 1**

<b>Pays</b>	<b>E.U.</b>	<b>JAP.</b>	<b>R.U.</b>
<b>Allemagne</b>	3.6	3	4.8
<b>Canada</b>	4.7	3	4
<b>États-Unis</b>	5.5	3.1	4.4
<b>France</b>	4.3	3.4	5.3
<b>Japon</b>	3.2	6.6	3.8
<b>R.U.</b>	4.5	3.8	9.6

(Source : French et Poterba (1991))

**Tableau 3 : Illustration des différences entre les rendements actuels et ceux déduits d'un portefeuille pondéré par la valeur**

<b>Pays</b>	<b>E.U.</b>	<b>JAP.</b>	<b>R.U.</b>
<b>Allemagne</b>	-0.2	-0.8	1
<b>Canada</b>	0.5	-1.2	-0.2
<b>États-Unis</b>	0.9	-1.5	-0.2
<b>France</b>	-0.3	-1.2	0.7
<b>Japon</b>	-1.1	2.5	-0.3
<b>R.U.</b>	-0.7	-1.4	4.4

(Source : French et Poterba (1991)).

Ainsi avec une détention de 93.8% de titres nationaux, l'investisseur américain accorde à l'indice américain un rendement de 90 points de base supérieur à celui

obtenu dans le cadre d'une diversification internationale (i.e. : dans ce cas il devrait détenir en portefeuille les titres U.S. en proportion de la capitalisation boursière par rapport à la capitalisation boursière mondiale). Toutes choses égales par ailleurs, il sous-estime les rendements des indices japonais et britannique respectivement de 110 points de base et 70 points de base. Ce comportement révèle une certaine forme d'optimisme à l'égard des titres domestiques dont la contrepartie serait un pessimisme affiché pour les titres étrangers<sup>5</sup>. Ces résultats ont été par la suite corroborés par Tesar et Werner (1992, 1995), comme l'atteste le tableau 4.

**Tableau 4 : Illustration des différences entre les rendements espérés induits par les compositions des portefeuilles observés et ceux induits par le portefeuille de marché mondial (en pourcentage).**

	All	Can.	E.U.	Jap.	R.U.
Allemagne	4.2	-2.69	-2.68	-2.48	-1.56
Canada	-0.96	1.97	0.18	-2.37	-0.13
États-Unis	-0.65	0.34	0.73	-2.39	-0.59
Japon	-1.08	-1.99	-2.32	3.53	-1.19
R.U.	-0.78	-1	-1.67	-1.71	2.67

(Source : Tesar et Werner (1995), capitalisation boursière fin décembre 1990)

De nombreuses explications ont été avancées dans la littérature économique et financière pour tenter de résoudre cette énigme.

---

<sup>5</sup> À la suite de Kahneman et Tversky (1979, 1991), Gehrig (1993), Kang et Stulz (1997), Brennan et Cao (1997) et Veldkamp et Nieuwerburgh (2007) ont adhéré à cette approche en privilégiant l'asymétrie informationnelle comme explication au phénomène de préférence pour les titres nationaux. D'autres comme Huberman (2001), Coval et Moskowitz (1999, 2001), Grinblatt et Keloharju (2001), Karlsson et Norden (2007), Solnik (2008) optent pour des facteurs psychologiques et comportementaux.

L'existence de différentiels d'inflation<sup>6</sup>, de barrières institutionnelles<sup>7</sup> aux investissements internationaux, de taxes sur les échanges internationaux<sup>8</sup> ou de coûts de transaction<sup>9</sup> (incluant des droits, des commissions et des spreads) a souvent été utilisée pour apporter un élément de réponse à ce phénomène. Toutefois, force est de constater que les résultats obtenus parviennent au mieux à n'expliquer que de façon très superficielle la préférence pour les titres nationaux. Comme en témoignent les résultats obtenus par Cooper et Kaplanis (1994), le différentiel d'inflation ne peut être considéré comme une explication satisfaisante. Si jusqu'à la fin des années 1970, les barrières institutionnelles à l'investissement international et les taxes élevées à la détention d'actifs financiers étrangers ont effectivement constitué des entraves à la libre circulation des capitaux<sup>10</sup>, elles ont souvent disparu avec l'intégration croissante des marchés internationaux entreprise dès le tout début de la décennie 80, et ne constituent plus de véritables obstacles. Quant aux coûts de transaction directs, les fortes rotations associées à la détention d'actifs étrangers, reportées par Tesar et Werner (1995), Rowland (1999), Glassman et Riddick (2001), Warnock (2002) et Hnatkovska (2005), tendent à limiter leur rôle explicatif. En fait, un des déterminants majeurs de la préférence pour les titres nationaux est sans doute la perception que les investisseurs ont de l'investissement international. S'ils considèrent qu'ils devront dépenser plus pour acquérir un titre étranger,

---

<sup>6</sup> Krugman (1981), Adler et Dumas (1983), Solnik (1974,1983), Branson et Henderson (1985), Sercu (1980), Stulz (1983)...

<sup>7</sup> Errunza et Losq (1985, 1989), Eun et Janakiramanan (1986), Gultekin (1983), Gultekin, Gultekin et Penati (1989), Hietala (1989), Bergström et alii (1995), Errunza, Losq et Padmanabhan (1992), Padmanabhan (1992), Sellin et Werner (1993), Stulz et Wasserfallen (1995), Basak (1996), Basak et Cuoco (1998), Martin et Rey (2000, 2004), Coeurdacier et Guibaud (2005)...

<sup>8</sup> Black (1974), Stulz (1981, 1995), Gordon et Varian (1989), Basak et Gallmeyer (2003)...

<sup>9</sup> Cooper et Kaplanis (1994), Uppal (1992, 1993), Campbell et Froot (1994), Tesar et Werner (1995), Rowland (1999), Glassman et Riddick (2001), Warnock (2002), Edison et Warnock (2003), Martin et Rey (2004), Coeurdacier (2005)...

<sup>10</sup> Voir notamment Obstfeld (1986), Golub (1990), Frankel (1992), Dooley (1996), Obstfeld (1995), Obstfeld et Rogoff (1996)...

toutes choses égales par ailleurs, ils auront tendance à privilégier les titres nationaux. Les coûts supplémentaires qu'ils attribuent à l'investissement international sont réels et fictifs. Réels : nous l'avons mentionné ; certaines contraintes économiques, juridiques et fiscales à l'investissement international, bien que de plus en plus faibles (Halliday (1989), Dumas et Uppal (2001)), demeurent. Mais aussi fictifs : les agents accordent eux-mêmes un coût non monétaire, difficilement quantifiable, à un titre qu'ils connaissent mal. Comme le montrent Heath et Tversky (1991) : entre deux jeux identiques ayant la même probabilité d'occurrence, les agents économiques considèrent comme plus risqué le jeu qu'ils connaissent le moins ; est risqué ce qui est inconnu<sup>11</sup>.

Selon une idée largement répandue les investisseurs nationaux connaissent effectivement mieux la nature de l'activité des firmes nationales et éprouvent des difficultés à interpréter les bilans et les informations comptables et financières rendus publics par les entreprises étrangères (Kang et Stulz (1997), Brennan et Cao (1997), Dahlquist et Robertsson (2001), Grinblatt et Keloharju (2001)). Ces informations doivent être interprétées à la lumière des conventions légales et de la culture d'entreprise d'une communauté particulière ; tâche généralement difficile et souvent très coûteuse pour des étrangers. Face à cette intuition et aux conclusions décevantes des analyses précédentes, certaines études suggèrent l'existence d'asymétrie informationnelle entre les investisseurs domestiques et les investisseurs étrangers. Il est dès lors possible d'envisager l'existence de coût d'information<sup>12</sup>. Les explications les plus convaincantes du phénomène de préférence pour les titres nationaux relèvent effectivement de l'asymétrie

---

<sup>11</sup> Résultat soutenu sur les marchés financiers par French et Poterba (1991), Tesar et Werner (1995), Baxter et Jermann (1997),...

<sup>12</sup> Stulz (1995), Stulz et Wasserfallen (1995), Tesar et Werner (1995), Cooper et Kaplanis (1994), Martin et Rey (2004), Coeurdacier et Martin (2007).

informationnelle<sup>13</sup>, mais aussi de la recherche de couverture de biens non échangés<sup>14</sup> et plus récemment de facteurs psychologiques et comportementaux<sup>15</sup>. Récemment Obstfeld et Rogoff (2001), à travers une revue de la littérature des principales énigmes irrésolues en finance internationale, ont d'ailleurs préconisé l'utilisation de coûts de transaction. Et les auteurs de conclure que ceux-ci permettraient de réconcilier les faits stylisés recensés et les enseignements de la théorie macroéconomique et financière en économie ouverte. Dans la perspective d'une explication du phénomène de préférence pour les titres nationaux, leur démarche suggère le recours à des coûts de transaction indirects pouvant être interprétés comme des coûts d'acquisition d'information.

Face à constat, nous proposons deux contributions. D'une part, nous suggérons l'utilisation d'un coût d'acquisition d'information pour expliquer le phénomène de préférence pour les titres nationaux dans le cadre d'un modèle international d'équilibre général. Nous suivons ainsi les recommandations d'Obstfeld et Rogoff (2001) et attestons de la pertinence de leur démarche. D'autre part, en utilisant une base de données récente développée à l'initiative de la Réserve Fédérale américaine, par Ahearne et al (2004), nous proposons d'expliquer empiriquement l'énigme par des variables comptables et financières dont l'intérêt a été très récemment mis en évidence par les travaux de Bhattacharya et al. (2003), Leuz et al. (2003) et Hope (2003). Ces deux approches soulignent l'importance des facteurs associés à l'asymétrie informationnelle et au comportement des investisseurs dans la résolution de l'énigme.

---

<sup>13</sup> Voir notamment Gehrig (1993), Brennan et Cao (1997), Kang et Stulz (1997), Portes, Rey et Oh (2001), Dahlquist et al. (2003), Bradshaw et al. (2004), Ahearne, Grier et Warnock (2004), Portes et Rey (2005), Veldkamp et Van Nieuwerburgh (2007).

<sup>14</sup> Citons entre autres les études d'Adler et Dumas (1983), Eldor, Pines et Schwarz (1988), Stockman et Dellas (1989), Cooper et Kaplanis (1994), Botazzi, Pesenti et Van Wincoop (1996), Baxter et al. (1998), Pesenti et Van Wincoop (2002), Jermann (2002), Heathcote et Perri (2007).

<sup>15</sup> Voir Coval et Moskowitz (1999,2001), Huberman (2001), Grinblatt et Keloharju (2000), Shore et White (2002), Solnik (2008).

### **Illustration de l'énigme de la «quantité» («quantity anomaly»)**

Alors que le modèle de cycles réels permet de bien reproduire les caractéristiques des principaux agrégats macro-économiques en économie fermée, le modèle international à deux pays affiche une certaine incapacité à reproduire les faits stylisés associés aux fluctuations de la consommation, de la production, de l'investissement, de l'emploi et de la balance commerciale (entre autres). Ce décalage entre la théorie et les données a été qualifié d'énigme de la quantité par Backus, Kehoe et Kydland (1992, 1994 et 1995).

Analysant les données macroéconomiques d'un échantillon de pays développés, sur la période allant du premier trimestre 1970 au deuxième trimestre 1990, Backus, Kehoe et Kydland (1995) présentent les faits stylisés des fluctuations internationales (Tableau 5). Leur étude met également en évidence, l'incapacité d'un modèle international d'équilibre général dynamique standard à reproduire ces caractéristiques. L'introduction de coût de transport dans le modèle et l'hypothèse de deux économies évoluant en autarcie, même si elles apportent des améliorations certaines, ne parviennent pas à établir une modélisation reflétant convenablement la réalité observée (Tableau 6).



**Tableau 5 : Co-mouvements internationaux dans les pays de l'O.C.D.E.  
(corrélation de la variable de chaque pays avec la variable U.S.)**

Pays	y	c	i	g	n	z
Allemagne	0.69	0.49	0.55	0.28	0.52	0.65
Australie	0.51	-0.19	0.16	0.23	-0.18	0.52
Autriche	0.38	0.23	0.46	0.29	0.47	0.17
Canada	0.76	0.49	-0.01	-0.01	0.53	0.75
France	0.41	0.39	0.22	-0.20	0.26	0.39
Italie	0.41	0.02	0.31	0.09	-0.01	0.35
Japon	0.60	0.44	0.56	0.11	0.32	0.58
Suisse	0.42	0.40	0.38	0.01	0.36	0.43
R.U.	0.55	0.42	0.40	-0.04	0.69	0.35
Europe	0.66	0.51	0.53	0.18	0.33	0.56

Les statistiques sont basées sur les données filtrées en utilisant le filtre d'Hodrick-Prescott. Les variables y : l'output réel ; c : la consommation réelle ; i : l'investissement fixe réel ; g : les dépenses publiques réelles ; n : l'emploi ; z : le résidu de Solow. Ces données qui couvrent la période du premier trimestre 1970 au deuxième trimestre 1990, proviennent des sources suivantes : OECD's Quarterly National Accounts sauf l'emploi, OECD's Main Economic Indicators. Backus, Kehoe et Kydland (1995), in *Frontiers of Business Cycle Research*, T.F. Cooley, éditeur, Princeton University Press, page 336.

**Tableau 6: Cycles réels dans les économies théoriques**

	Données U.S.	Modèle BKK	Coût de transport	Autarcie
<b>Écart-type</b>				
Output (%)	1.92	1.5	1.35	1.26
Exportations nettes	0.52	3.77	0.37	
<b>Écart-type relatif</b>				
<b>Par rapport à l'output</b>				
Consommation	0.75	0.46	0.45	0.75
Investissement	3.27	2.87	2.97	3.27
Heures travaillées	0.61	0.44	0.46	0.61
Productivité	0.68	0.30	0.26	
<b>Autocorr. y</b>	0.86	0.62	0.61	0.62
<b>Corrélations avec output</b>				
Consommation	0.82	0.77	0.81	0.90
Investissement	0.94	0.27	0.92	0.96
Heures travaillées	0.88	0.93	0.92	0.91
Exportations nettes	-0.37	0.01	0.23	
Productivité	0.96	0.89	0.98	0.99
<b>Corrélations entre pays</b>				
Consommation	0.51	0.88	0.89	0.56
Output	0.66	-0.21	-0.05	0.08
Investissement	0.53	-0.94	-0.48	-0.31
Heures travaillées	0.33	-0.94	-0.48	-0.31
Productivité	0.56	0.25	0.25	0.25

(source Backus, Kehoe et Kydland (1995), in *Frontiers of Business Cycle Research*, T.F. Cooley, éditeur, Princeton University Press, page 339.)

Il apparaît clairement que les corrélations croisées entre les fluctuations des agrégats macroéconomiques des États-Unis et celles d'un échantillon de pays

développés révèlent des corrélations de la production plus élevées que celles associées à la consommation et à la productivité. Les corrélations de la production seraient plus élevées que les corrélations de la productivité, elles-mêmes plus importantes que les corrélations de la consommation. Par ailleurs, les corrélations croisées de l'investissement et de l'emploi sont comme les précédentes significativement positives. Avec un échantillon de vingt pays industrialisés, sur une période allant du premier trimestre 1960 au quatrième trimestre 2000, et après avoir étudié 190 corrélations croisées, Ambler, Cardia et Zimmerman (2004) ont très récemment confirmé ces résultats<sup>16</sup>.

Ces faits stylisés se révèlent statistiquement robustes mais ne sont pas reproduits par le modèle de croissance néoclassique à deux pays<sup>17</sup> où les fluctuations sont générées par des différentiels de productivité. Sous l'hypothèse de marché complet (au sens Arrow-Debreu), ce modèle à bien de production unique assure un parfait partage du risque et une corrélation croisée de la consommation unitaire en présence de fonctions d'utilité séparable. Le différentiel de productivité des facteurs de production entre les pays conduit à des corrélations négatives de l'output, de l'emploi et de l'investissement, illustrant la tendance «to make hay where the sun shines» évoquée par Backus, Kehoe et Kydland (1995). Même en présence de diffusion, un choc de productivité domestique entraîne un flux de ressources vers le lieu le plus productif : le pays domestique. Ainsi en l'absence de corrélation des chocs de productivité, le modèle international de cycles réels va engendrer de façon inhérente une corrélation croisée de la consommation positive et très élevée, et des corrélations négatives pour l'investissement, l'emploi et la

---

<sup>16</sup> L'ordonnement est confirmé également par sous-période (1973 :1-2000 :4 et 1973 :1-1990 :4). Toutefois, l'ampleur de ces corrélations est plus faible que rapportée par Backus, Kehoe et Kydland (1995).

<sup>17</sup> Le modèle initialement développé par Backus, Kehoe et Kydland (1995) est une extension au cadre international du modèle en économie fermée de Kydland et Prescott (1982).

production. La théorie tend par conséquent à contredire les faits. L'enjeu consiste à les réconcilier.

Bien que de nombreuses études aient été entreprises dans cette voie, l'énigme tend à demeurer. Certains auteurs ont introduit des contraintes à l'échange entre les agents, générant ainsi des marchés incomplets qui réduisent le partage du risque<sup>18</sup> (existence notamment d'une obligation d'une période servant un taux sans risque). Comme l'attestent les résultats reportés par Baxter et Crucini (1995) et Kollman (1996), la corrélation croisée de la consommation diminue, mais les corrélations croisées de l'investissement, de l'emploi et de la production restent négatives, à moins de considérer des chocs très persistants et des effets de diffusion nuls (hypothèse rejetée par l'observation de la réalité).

D'autres études ont cherché à modifier les préférences des agents afin de modifier les effets du partage du risque sur les mouvements de la consommation. Devereux et al. (1992) suggèrent une non-séparabilité particulière entre la consommation et le loisir, alors que Stockman et Tesar (1995) considèrent l'existence de biens non échangés. Si ces études parviennent effectivement à diminuer la corrélation de la consommation et à augmenter la corrélation de la production, la première demeure beaucoup trop élevée par rapport à la seconde. Par ailleurs, les corrélations croisées de l'investissement et de l'emploi ne sont pas prises en considération.

Récemment, Ambler et al. (2002) se sont intéressés à l'impact d'une production désagrégée en proposant un modèle à deux pays et plusieurs secteurs de biens (notamment des biens intermédiaires). Bien que les auteurs réussissent à augmenter la corrélation de la production (devenue positive), elle demeure ici aussi très inférieure à la corrélation de la consommation<sup>19</sup>.

---

<sup>18</sup> Les études de Ricketts et McCurdy (1995) et Kehoe et Perri (2002) s'inscrivent dans ce courant.

<sup>19</sup> Sous l'hypothèse d'absence d'effets de diffusion du choc de productivité, (contredite par la réalité) les corrélations de l'emploi et de l'investissement peuvent apparaître de façon positive. Il

L'incomplétude manifeste des tentatives de réponse apportées par la littérature consacrée invite à une reconsidération du cadre conceptuel du modèle international de cycles réels standard. Le cadre d'analyse de la macroéconomie dynamique repose sur le postulat qu'un agent représentatif unique peut se substituer à l'ensemble des agents. Cette hypothèse a montré sa pertinence en contribuant à expliquer de nombreux phénomènes économiques. Toutefois, comme le rappellent fort justement Danthine et Donaldson (2005, 2008), en matière d'investissement, elle occulte les problèmes d'agence existant entre les actionnaires et les managers. Alors que Danthine et Donaldson (2005, 2008) proposent un modèle dynamique d'équilibre général, dans un cadre exclusivement domestique, afin d'analyser ces différences avec le modèle dynamique général standard, nous proposons d'adapter à un cadre international leur approche pour revisiter les relations entre la décision d'investissement et la consommation. Nous offrons ainsi un nouvel éclairage de l'énigme de la quantité. Par ailleurs, dans le prolongement de notre étude antérieure (chapitre 1) sur le phénomène de préférence pour les titres nationaux, nous incluons des coûts de transaction à la détention de titres étrangers et plus particulièrement lorsque ceux-ci sont détenus les managers auxquels incombe la décision d'investissement (déléguée par les actionnaires). En associant ces deux énigmes irrésolues de la macroéconomie internationale, la principale gageure consiste à expliquer l'une sans aggraver l'autre.

Dans notre premier chapitre, nous nous intéressons à la composition optimale des portefeuilles en présence de coût d'acquisition d'information, faisant ainsi écho

---

n'empêche. L'ordonnancement associé aux faits stylisés n'est pas reproduit. Par contre, en présence de la matrice de diffusion de Backus, Kehoe et Kydland (1995), les corrélations de l'investissement et de l'emploi sont négatives.

aux travaux d'Obstfeld et Rogoff (2001). À l'aide d'un modèle international à générations imbriquées, nous établissons des résultats qui accréditent le rôle que peuvent jouer de tels coûts dans la résolution de l'énigme du phénomène de préférence pour les titres nationaux.

Dans notre second chapitre, après avoir établi une revue de la littérature consacrée aux apports de la théorie financière internationale face à ce phénomène, nous proposons d'analyser empiriquement le rôle explicatif de variables comptables et financières associées à l'asymétrie informationnelle et au comportement des investisseurs. Nous choisissons deux mesures du phénomène, telles que proposées très récemment par Ahearne et al. (2004) et Dahlquist et al. (2003) et proposons également de tester la validité économétrique de notre approche en adaptant une technique développée par Dagenais et Dagenais (1997) pour détecter et corriger l'éventuelle présence d'erreurs sur les variables.

Notre troisième chapitre est consacré à l'énigme de la quantité, telle que définie par Backus, Kehoe et Kydland (1995). Tout d'abord, nous dressons une revue de la littérature à la lumière des résultats récents établis par Ambler et al. (2004), avant de rappeler l'intérêt d'une révision du postulat de l'agent représentatif unique dans les modèles dynamiques d'équilibre général. Afin d'étudier les relations entre la décision d'investissement et la consommation des agents, nous proposons de généraliser au cadre international, une approche très récemment développée dans un cadre purement domestique par Danthine et Donaldson (2005, 2008). Nous relâchons le postulat de l'existence d'un agent unique en considérant que l'actionnaire délègue son pouvoir de décision en matière d'investissement et d'emploi à un manager. La simulation de notre modèle international dynamique d'équilibre général avec management délégué et coûts à la détention d'actifs financiers étrangers, nous permet de mettre en évidence ses apports dans la

résolution de l'énigme de la quantité. En prenant en considération l'une des explications plausibles à la résolution de l'énigme du phénomène de préférence pour les titres financiers nationaux, nous proposons une explication à l'énigme de la quantité. Deux énigmes de la macroéconomie internationales sont ainsi associées.



## CHAPITRE PREMIER

### Choix de portefeuille international et modèle à générations imbriquées avec coûts de transaction

*“International Portfolio Choice in an Overlapping Generations Model with Transaction costs”*, avec Benoît Carmichael, *Economics Letters* Vol. 80, Issue 2, 269-275. (août 2003).

#### 1. Introduction

Le phénomène de préférence pour les titres nationaux constitue toujours l’une de principales énigmes en finance internationale, et ce malgré une littérature abondante. Or Obstfeld et Rogoff (2001) ont démontré que ce paradoxe pouvait être expliqué, comme d’autres énigmes macroéconomiques, par l’existence de simples coûts de transaction. Cette position peut paraître surprenante eu égard aux travaux antérieurs de Cooper et Kaplanis (1994). Dans le cadre d’un modèle international des actifs financiers sous l’hypothèse d’un degré d’aversion au risque raisonnable (i.e. proche de 2), les coûts nécessaires à la résolution de l’énigme sont trop élevés par rapport aux coûts réels. Aussi, dans cet article, nous proposons de tester empiriquement (plus exactement numériquement) la conjecture formulée par Obstfeld et Rogoff (2001), en modélisant la présence de coût de transaction dans un modèle international dynamique. À la suite des travaux fondateurs de French et Poterba (1991), nous nous intéressons uniquement à la préférence nationale pour les actions. Ce point est également celui de nombreux travaux ultérieurs, tels que ceux de Cooper et Kaplanis (1994), Tesar et Werner (1995),



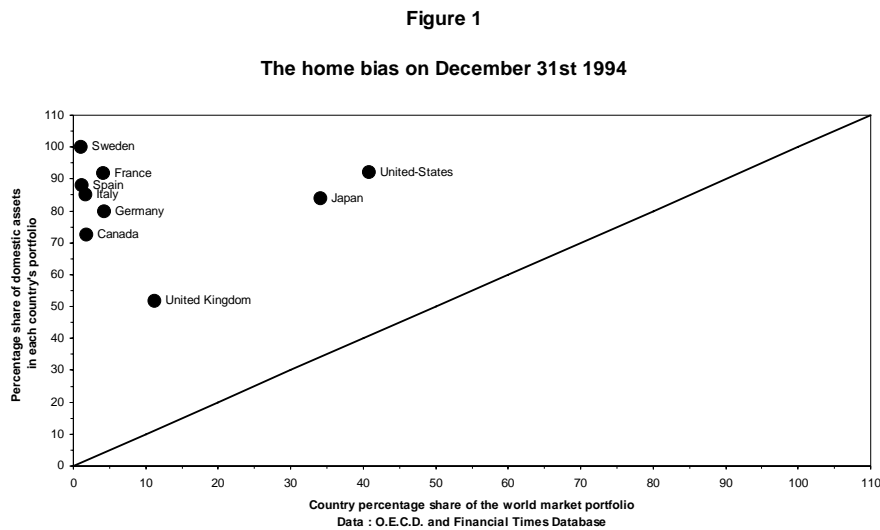
Rowland (1999), Lewis (1999), Dahlquist et al. (2003) et Ahearne et al. (2004) parmi les plus connus et cités dans la littérature. En conséquence, les études des obligations (abordée par Gehrig (1993) notamment) et des investissements directs à l'étranger ne seront pas traitées dans le cadre de notre modèle. Celui-ci repose à cet effet sur des hypothèses volontairement simples où tout est fait pour conduire à une diversification internationale des portefeuilles. Cette démarche justifie notre propos et explique en partie pourquoi, nous ne traiterons pas de l'effet de substitution intertemporelle comme le suggèrent souvent les études, qui comme la nôtre, recourent aux modèles à générations imbriquées. Par ailleurs, nous pouvons également rappeler que notre objectif est de valider numériquement l'hypothèse suggérée par Obstfeld et Rogoff (2001). Martin et Rey (2000) utilisent également des coûts de transaction dans un modèle international à deux périodes. À la différence avec notre étude, ils ne cherchent pas spécifiquement à quantifier numériquement l'ampleur des coûts de transaction eu égard aux faits stylisés reportés dans la littérature. Leur démarche reste essentiellement théorique. Les auteurs s'intéressent à l'intégration financière et à son impact sur le rendement des titres : la préférence nationale pour les titres financiers n'est pas considérée.<sup>20</sup>

Afin de faire écho à la position d'Obstfeld et Rogoff (2001), nous développons ainsi un modèle dynamique à deux pays et le simulons numériquement afin de vérifier si de faibles coûts de transaction, peuvent effectivement reproduire le phénomène de préférence pour les titres nationaux.

---

<sup>20</sup> Dans une étude ultérieure à la nôtre, Martin et Rey (2004) utilisent là aussi des coûts de transaction et rapportent des résultats confirmant ceux de notre étude.

## 2. Illustration du phénomène de préférence pour les titres nationaux.



Nous représentons graphiquement, pour un ensemble de pays (voir tableau 1 et figure 1) la part des titres détenus par rapport à la capitalisation boursière. Nos données nous permettent d'établir la composition des portefeuilles au 31 décembre 1994. Selon la théorie financière, un portefeuille parfaitement diversifié devrait répliquer la part des actions de chaque pays dans le portefeuille de marché mondial. Dans ce cas, tous les pays de notre échantillon devraient se situer sur la diagonale de la figure 1. Il n'en est rien. Les estimations du phénomène de préférence pour les titres nationaux offrent un éventail allant de 40.7% pour le Royaume Uni à 99% pour la Suède. Il existe bien une énigme eu égard aux enseignements de la théorie financière internationale.

**Tableau 1 : Préférence pour les titres nationaux au 31 décembre 1994.**

<b>Pays</b>	<b>Capitalisation boursière (%)</b>	<b>% de titres nationaux</b>
Allemagne	4.2	79.83
Canada	1.83	72.54
Espagne	1.14	88.09
États-Unis	40.8	92.21
France	4.08	91.91
Italie	1.65	85.01
Japon	34.04	84
Royaume-Uni	11.2	51.92
Suède	1.06	100
Total	100	

Sources : la capitalisation boursière est celle de la base de données Financial Times Actuaries (1997) tenue au Centre de Recherche en Économie et Finance Appliquées (C.R.É.F.A.) de l'Université Laval. Les indices boursiers proviennent également de la base de données Financial Times Actuaries. Les indices des prix sont les indices des prix à la consommation publiés par le Fonds Monétaire International, International Financial Statistics.(I.F.S.). La proportion des titres nationaux pour le Japon comprend les actions et les obligations. La composition des portefeuilles pour les États-Unis est issue du Survey of Current Business, pour le Royaume-Uni du U.K. C.S.O. Financial Statistics (numéro de février 1996). La composition des portefeuilles pour les autres pays est obtenue à partir des publications de l'O.C.D.E. (1995-1996-1997 : Financial Accounts Statistics). Les taux de changes sont extraits de la base de données I.F.S. Voir Coën (2001).

### **3. Le modèle**

Le choix de portefeuille est défini dans le cadre d'un modèle à générations imbriquées à deux pays. Les pays sont identifiés de la façon suivante ; domestique (D) et étranger (F). Les variables associées suivent la même identification. La production dans chaque pays est stochastique. Nous supposons qu'il existe deux états de la nature déterminant le vecteur  $(y_D^i, y_F^i)$  des outputs domestique et étranger pour l'état  $i = 1, 2$ . Nous décrivons le processus de choix en adoptant la position des habitants du pays domestique. Le modèle est symétrique et les agents

étrangers font face à des choix identiques. Les agents vivent deux périodes. Il n'y a qu'un seul agent représentatif pour chaque génération. Les pays sont donc peuplés de deux générations, les jeunes et les vieux. À chaque période  $t$  l'agent domestique jeune offre son travail aux firmes en contrepartie d'un salaire  $w_{D,t}$ . Par hypothèse, le travail ne peut être échangé au niveau international et l'agent domestique jeune ne peut donc travailler pour des firmes étrangères. Il utilise son revenu pour acheter  $cy_{D,t}$  unités de biens de consommation, et pour acheter  $z_{D,t}$  et  $x_{D,t}$  actions des firmes domestiques et étrangères respectivement. Les actions sont transigées sur les marchés financiers aux prix  $q_{D,t}$  et  $q_{F,t}$  respectivement. Les marchés financiers sont incomplets et seules les actions des firmes domestiques et étrangères sont échangées. La particularité de ce modèle réside dans l'existence d'un coût de transaction  $(\theta \cdot q_{F,t} \cdot x_{D,t})$  associé à l'investissement dans des titres étrangers. Ce coût est proportionnel au montant investi à l'étranger.  $\theta$  définit l'ampleur de ce coût<sup>21</sup> et représente et les coûts directs, tels les impôts associés à la détention de titres étrangers, et les coûts indirects, tels les coûts informationnels supportés par les agents lors de l'achat de titres étrangers risqués. En ce sens ce coût fait écho aux travaux de Brennan et Cao (1997) et Kang et Stulz (1997) (qui accordait une importance prépondérante à l'asymétrie informationnelle dans l'explication de l'énigme) et englobe également les notions de distance et de «familiarité», avancées par Coval et Moskowitz (1991, 2001) et Hubermann (2001) dans un cadre domestique puis reprises et développées dans un cadre international pour étudier les flux bilatéraux à l'aide d'un modèle de gravité par

---

<sup>21</sup> Il s'agit des coûts directs telles les taxes, mais aussi des coûts indirects tels les coûts associés aux asymétries informationnelles.

Portes et Rey (2000 et 2005)<sup>22</sup>. Dans ce contexte, la contrainte budgétaire de l'agent domestique jeune s'écrit de la façon suivante :

$$cy_{D,t} + q_{D,t} \cdot z_{D,t} + q_{F,t} \cdot x_{D,t} \cdot (1 + \theta) = w_{D,t}. \quad (1)$$

Les agents sont à la retraite lorsqu'ils sont vieux et consomment alors la totalité de leur revenu d'investissement<sup>23</sup>. Ainsi la consommation à la période  $t$  du vieil agent domestique, ayant fait l'acquisition du portefeuille  $(z_{D,t-1}, x_{F,t-1})$  la période précédente (lorsque l'état de la nature était dans l'état  $j$ ), est donnée par la contrainte budgétaire suivante :

$$co_{D,t} = z_{D,t-1}^j \cdot [d_{D,t} + q_{D,t}] + x_{D,t-1}^j \cdot [d_{F,t} + q_{F,t}]. \quad (2)$$

Où  $d_{D,t}$  et  $d_{F,t}$  sont les dividendes par action à la période  $t$  versés par les firmes domestiques et étrangères.

Les deux états de la nature apparaissent avec une probabilité  $\pi$  et  $(1 - \pi)$  respectivement.<sup>24</sup> Dans la perspective du pays domestique, l'état 1 correspond à l'état où les revenus sont élevés alors que l'état 2 désigne l'état où les revenus sont faibles. Afin de mettre en évidence le rôle des coûts de transaction, nous posons l'hypothèse que les états des pays sont parfaitement négativement corrélés : i.e.

---

<sup>22</sup> Voir également l'étude récente menée par Coeurdacier et Martin (2007) qui recourt elle aussi à un modèle de gravité inspiré de celui de Portes et Rey pour étudier la détention d'actifs financiers dans le cas du marché suédois.

<sup>23</sup> Pour des raisons de simplicité, nous avons fait abstraction des fonctions d'héritage.

<sup>24</sup> Cette modélisation nous permet de prendre en considération le risque.

l'état de la nature où les revenus sont élevés (faibles) dans le pays domestique coïncide toujours avec l'état de la nature où les revenus sont faibles (élevés) dans le pays étranger. Cette hypothèse permet d'inciter la diversification internationale et rend plus difficile la préférence pour les titres nationaux. En l'absence de coûts de transaction et de toute autre barrière à l'investissement international, les pays devraient détenir des portefeuilles complètement diversifiés lorsque les états de la nature sont parfaitement négativement corrélés.<sup>25</sup>

Les firmes maximisent les profits. Elles produisent un output en utilisant le capital et le travail comme facteurs d'inputs. La technologie est Cobb-Douglas avec des rendements d'échelle constants. Les marchés du travail sont concurrentiels. Par conséquent les revenus du travail domestiques et étrangers sont une fraction de l'output : i.e.  $w_{H,t} = \alpha_H \cdot y_{H,t}$  pour  $H = D, F$ , où  $\alpha_H$  est le paramètre de la fonction de production Cobb-Douglas pour le pays  $H$ . Le stock de capital est fixe et ne peut augmenter grâce à l'investissement. Il n'y a pas de bénéfices réinvestis et tout le revenu de capital est distribué sous forme de dividendes aux actionnaires. En normalisant le nombre d'actions à un, le dividende par action peut être exprimé par la relation suivante :

$$d_{H,t} = (1 - \alpha_H) \cdot y_{H,t} \text{ pour } H = D, F.$$

L'agent jeune maximise son utilité intertemporelle espérée. Ainsi, dans l'état de la nature  $i$ , les choix du jeune agent domestique représentatif doivent résoudre le problème suivant :

---

<sup>25</sup> Ce point est effectivement constaté en l'absence de coût de transaction : cf. figures 2 et 3.

$$\underset{cy_{D,t}^i, co_{D,t+1}^1, co_{D,t+1}^2, z_{D,t}^i, x_{D,t}^i}{Max} U(cy_{D,t}^i) + \beta \cdot [\pi \cdot U(co_{D,t+1}^1) + (1-\pi) \cdot U(co_{D,t+1}^2)] \quad (3)$$

sous les contraintes budgétaires :

$$cy_{D,t}^i = \alpha \cdot y_{D,t}^i - [q_{D,t}^i z_{D,t}^i + q_{F,t}^i x_{D,t}^i (1 + \theta)] \quad (4)$$

$$\begin{aligned} co_{D,t+1}^j &= z_{D,t}^j \cdot [(1 - \alpha_D) \cdot y_{D,t+1}^j + q_{D,t+1}^j] + x_{D,t}^j \cdot [(1 - \alpha_F) y_{F,t+1}^j + q_{F,t+1}^j] \\ j &= 1, 2 \end{aligned} \quad (5)$$

Où  $\beta$  est le facteur d'escompte et  $U(\cdot)$  est la fonction d'utilité instantanée affichant une aversion pour le risqué constante (CRRA) avec un paramètre d'aversion pour le risque  $\gamma$ . Comme nous l'avons mentionné, le modèle est symétrique et les agents étrangers sont confrontés au même problème.

À l'équilibre général tous les marchés sont à l'équilibre : i.e.<sup>26</sup>

$$\begin{aligned} cy_{D,t} + co_{D,t} + cy_{F,t} + co_{F,t} &= y_{D,t} + y_{F,t} - (q_{F,t} \cdot x_{D,t} + q_{D,t} \cdot z_{F,t}) \cdot \theta \\ z_{D,t} + z_{F,t} &= 1 \\ x_{D,t} + x_{F,t} &= 1 \end{aligned} \quad (6)$$

Nous observons que la condition d'équilibre sur le marché des biens prend en considération les coûts de transaction induits par les transactions de titres financiers.

---

<sup>26</sup> Ce processus d'optimisation considère que l'équilibre sur le marché du travail est observé.

Malgré la simplicité du modèle, il n'existe pas de solution analytique et nous devons recourir à une simulation numérique pour étudier la diversification internationale des portefeuilles. À l'équilibre concurrentiel stationnaire, les jeunes agents domestiques et étrangers ayant des anticipations rationnelles, considèrent les prix des actifs comme donnés. Cet équilibre peut être calculé numériquement et apparaît comme la solution d'un système d'équations formées des conditions du premier ordre des problèmes d'optimisation des jeunes agents domestiques et des conditions d'équilibre des marchés.

#### 4. Simulations et résultats

Dans cette section, nous rapportons les résultats de notre simulation. Afin d'effectuer celle-ci nous devons calibrer le modèle et définir les valeurs des paramètres  $\{\alpha_D, \alpha_F, \beta, \gamma, \theta, y_D^1, y_D^2\}$ . Nous posons  $\alpha$  égal à 0.65 dans les deux pays. Cette hypothèse est conforme à la part allouée au revenu du travail dans les économies développées et plus particulièrement aux États-Unis. Le facteur d'escompte  $\beta$  est fixé à 0.97 afin de coïncider avec un taux d'intérêt réel mondial de 3 %. Nous supposons que le revenu élevé est 5% supérieur au revenu faible. Étant donné l'importance de  $\gamma$  et  $\theta$ , nous choisissons de présenter nos résultats pour plusieurs valeurs de chacun de ces deux paramètres. Suivant les recommandations de Ferson (1982)<sup>27</sup> et de Cooper et Kaplanis (1994), nous faisons varier le paramètre d'aversion pour le risque  $\gamma$  de 0.5 à 10. Notre principal objectif ici est de montrer qu'un faible coût de transaction permet d'expliquer une

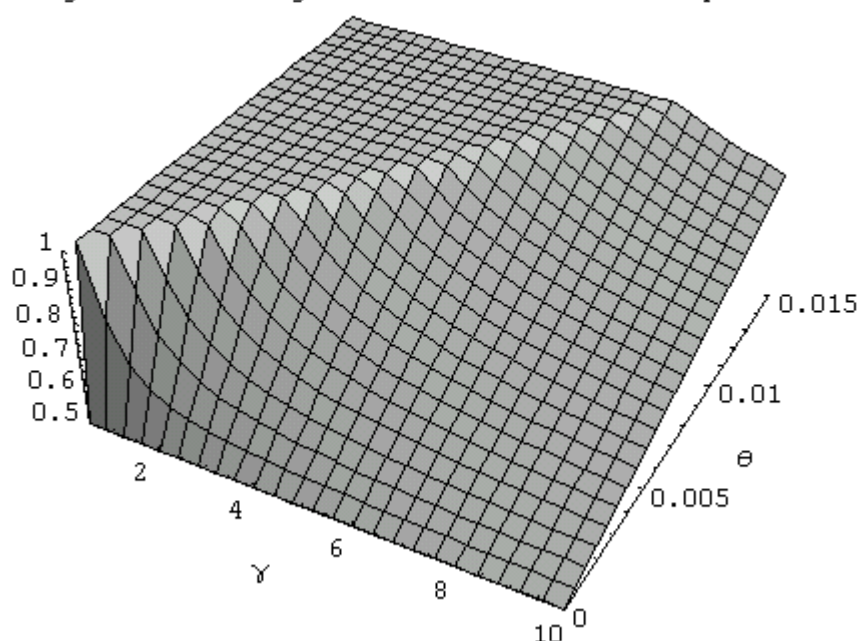
---

<sup>27</sup> Ferson (1982) après avoir simulé des coefficients d'aversion relative au risque  $0 < \gamma < 5.3$  pour les États-Unis, démontre qu'une valeur de 2 est la mieux adaptée pour décrire le comportement des agents.



forte préférence pour les titres nationaux. Par conséquent, nous considérons de faibles valeurs de  $\theta$  de 0 à 0.015.

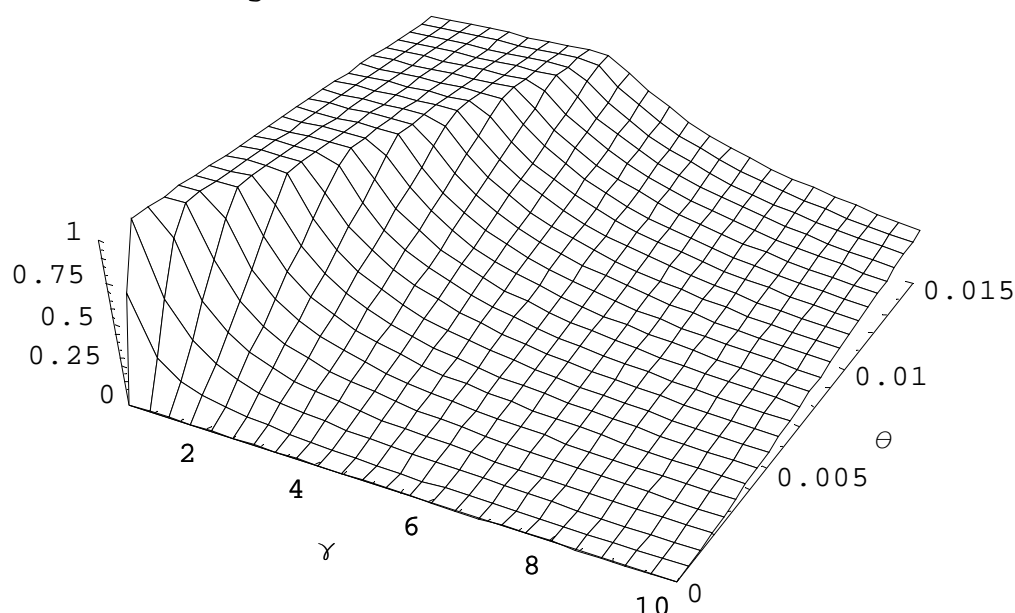
Figure 2: Average share of domestic equities



La figure 2 représente la part moyenne des titres nationaux dans le portefeuille de l'agent domestique pour les différentes valeurs des paramètres  $\gamma$  et  $\theta$ , telles que mentionnées précédemment. Comme le montre clairement la figure, le modèle prédit que les agents devraient détenir des portefeuilles parfaitement diversifiés en cas d'absence de coût de transaction. Par ailleurs, il apparaît également qu'un faible coût de transaction tend à contraindre les agents à détenir une part prépondérante de leurs portefeuilles en titres nationaux. Ainsi, les investisseurs détiennent environ 91% de leur portefeuille en actifs nationaux quand le coefficient d'aversion pour le risque est de 2 et le coût de transaction de seulement 0.25%. Par ailleurs si nous augmentons  $\theta$  à 0.31%, les agents domestiques et

étrangers ne détiennent plus que des actifs domestiques. Ce simple résultat tend à démontrer qu'un faible coût est capable de reproduire le phénomène de préférence pour les titres nationaux. La figure 3 représente la préférence nationale moyenne. Il apparaît dès lors que la préférence nationale empirique peut être reproduite par notre modèle malgré l'hypothèse de corrélation parfaitement négative des outputs.

Figure 3: Simulated home bias



Nous pouvons constater que le niveau des coûts de transaction requis est de façon surprenante très faible eu égard aux estimations des coûts mentionnées dans la littérature financière. Ainsi, Cooper and Kaplanis (1994) démontrent qu'il faut un coût supérieur à 2% par an pour expliquer qu'un investisseur américain, arborant un coefficient d'aversion pour le risque de  $2^{28}$ , détienne 98% de ses titres en titres domestiques.

---

<sup>28</sup> Cooper and Kaplanis (1994) estiment le coût d'investissement pour un investisseur Américain affichant un coefficient d'aversion pour le risque compris entre 1.5 et 2.5. Les relations entre les coûts et les coefficients d'aversion pour le risque sont proportionnelles. Martin et Rey (2004) avec

## 5. Conclusions

En utilisant un modèle à générations imbriquées simple, nous avons montré que dans un monde sans aucune barrière à l'investissement international, où tout est fait pour favoriser la diversification internationale, un très faible coût de transaction (incluant les taxes existantes, les coûts informationnels et toute autre contrainte à la diversification internationale) peut générer la préférence nationale observée dans la composition des portefeuilles. Cette conclusion tend à créditer la conjecture formulée par Obstfeld et Rogoff (2001), selon laquelle les coûts de transaction sont utiles à l'explication des énigmes majeures en macroéconomie internationale. Nous pouvons mentionner que dans des études plus récentes, et donc ultérieures à la nôtre, Martin et Rey (2004), puis Heathcote et Perri (2007) confirment les résultats de notre recherche.<sup>29</sup>

---

une modélisation reposant sur l'hypothèse de deux pays et deux périodes, mais néanmoins distinctes de la nôtre, avec notamment une élasticité de substitution de 20.4 entre les actifs financiers répliquent une détention de 89% de titres domestiques avec un coût de transaction de 5%.

<sup>29</sup> Dans une étude où l'intégration financière reste le point essentiel de l'analyse, Martin et Rey (2004) développent un modèle à deux pays avec coûts de transaction sur l'échange de titres financiers. L'énigme de la préférence nationale est considérée sous un angle théorique mais donne lieu également à une simulation numérique : de faibles coûts de transaction peuvent générer la préférence nationale, confirmant ainsi nos propos. Par ailleurs, les auteurs proposent une explication à l'énigme : « sur des marchés financiers imparfaitement concurrentiels, il apparaît optimal pour les développeurs de projets de garder une part importante de leurs propres projets » (Martin et Rey (2004), pp. 357)). Les résultats plus récents de Heathcote et Perri (2007) corroborent, eux aussi, nos conclusions.



## CHAPITRE SECOND<sup>30</sup>

### Asymétrie informationnelle et préférence pour les titres nationaux :

#### Du rôle de l'opacité et des analystes financiers

##### *“Another Look at Information Costs and Home Bias:*

##### *Evidence from Earnings Opacity and Financial Analysts' Forecasts”*

### 1. Introduction

La généralisation des travaux fondateurs de Sharpe (1964), Lintner (1965) et Mossin (1966) au cadre international par Levi et Sarnat (1970), Solnik (1974) et Adler et Dumas (1983) a permis de mettre en évidence les implications en gestion de portefeuille de la faible corrélation des places financières nationales<sup>31</sup>. La perspective d'un marché financier mondial plus complet que les marchés nationaux permet aux agents de répondre à deux exigences fondamentales : la recherche d'une rentabilité supérieure et la réduction du risque total des investissements. Les résultats du CAPM international enseignent qu'un agent cherchant à maximiser les rendements de son portefeuille ajusté pour le risque devrait détenir le portefeuille de marché mondial. La théorie financière prône donc la diversification internationale.

Pourtant depuis la parution de l'article majeur de French et Poterba (1991), il apparaît de façon prégnante que les agents font montre d'une préférence caractérisée pour les titres financiers nationaux. Un tel comportement est un véritable paradoxe eu égard aux enseignements de la théorie financière et constitue l'une des six énigmes majeures en finance internationale (Lewis (1999), Obstfeld

---

<sup>30</sup> Nous tenons à remercier ici le Professeur Éric Girardin qui par ses critiques et commentaires éclairés a contribué à améliorer grandement ce chapitre. Nous restons responsable des erreurs qui pourraient apparaître.

<sup>31</sup> Voir également sur ce point Solnik et Noetzlin (1982), Grauer et Hakansson (1987).

et Rogoff (2001) et Karolyi et Stulz (2004)). D'aucuns pourraient qualifier d'irrationnels ces agents qui semblent faire fi des gains potentiels d'une diversification internationale (Ackert et Athanassakos (2003)). Aussi une importante littérature a-t-elle été consacrée à ce phénomène tentant de mettre en exergue des motivations rationnelles. Il est communément admis qu'il existe deux grandes catégories de barrières susceptibles d'expliquer cette préférence nationale ; des barrières directes d'une part et des barrières indirectes d'autre part. Dans le premier groupe, il est possible de recenser les différentiels d'inflation, les barrières institutionnelles, les taxes sur les échanges internationaux, les coûts de transaction tangibles, le capital humain, et l'existence des biens non échangés souvent avancés dans la littérature économique et financière internationale. Or les résultats obtenus n'expliquent que de façon très superficielle et très insatisfaisante, la préférence des investisseurs pour les titres nationaux. Sous l'hypothèse de symétrie informationnelle, le risque de change, les déviations de la parité des pouvoirs d'achat et les restrictions à l'accès aux marchés financiers, souvent utilisés pour justifier le phénomène s'avèrent avoir un pouvoir explicatif très limité, surtout sur les marchés financiers des pays développés marqués par une importante déréglementation au cours des deux dernières décennies. D'ailleurs, force est de constater que la préférence nationale a sensiblement baissé depuis la fin des années 80.

C'est dans le deuxième groupe de barrières, les barrières indirectes, qu'il faut rechercher l'ébauche d'une réponse convaincante. En fait, l'un des déterminants majeurs de la préférence pour les titres nationaux est sans doute la perception que les investisseurs ont de l'investissement international. Les agents accordent eux-mêmes un coût d'acquisition d'information (souvent non monétaire et par conséquent difficilement quantifiable) aux titres qu'ils connaissent mal. Merton

(1987) a fait l'écho de ce comportement en développant un modèle où les agents supportent un coût d'information prohibitif à la détention de titres qu'ils ne connaissent pas et qu'ils perçoivent de facto comme plus risqués. Dans une perspective comparable, Heath et Tversky (1991) ont démontré qu'entre deux jeux identiques ayant la même probabilité de gains, les agents considèrent comme plus risqué le jeu qu'ils connaissent le moins. Est risqué ce qui est inconnu. Cet adage permettrait d'apporter une réponse rationnelle partielle à un comportement qualifié de prime abord d'irrationnel.

Plusieurs études récentes tendent à valider l'impact de l'asymétrie informationnelle et des coûts d'acquisition inhérents sur la propension à détenir des titres nationaux. L'asymétrie informationnelle permettrait d'expliquer de façon rationnelle pourquoi à l'équilibre les agents diversifient peu leur portefeuille, comme le démontre Gehrig (1993). En illustration de ce facteur, Kang et Stulz (1997) révèlent, pour le marché japonais, que les investisseurs étrangers investissent surtout dans les grandes firmes de l'industrie manufacturière, affichant une bonne performance comptable, un endettement faible, un ratio valeur de marché – valeur comptable élevé et un faible risque spécifique comparé à celui du portefeuille de marché nippon. Les titres japonais détenus par les étrangers sont ceux des grandes entreprises jouissant d'une notoriété internationale, offrant une meilleure liquidité ou encore exerçant une forte activité à l'exportation. Poursuivant les travaux d'Admati (1985) et Gehrig (1993), Brennan et Cao (1997) développent un modèle international d'investissement basé sur l'asymétrie informationnelle entre investisseurs nationaux et étrangers. Leurs résultats leur permettent de conclure que les investisseurs américains souffriraient d'une asymétrie informationnelle lorsqu'ils investissent à l'étranger.

Plus récemment, Portes, Rey et Oh (2001), et Portes et Rey (2005) ont démontré que les flux d'information (réseau téléphonique, desserte aérienne...) constituaient des déterminants importants des transactions bilatérales de titres. Contrairement à notre étude, les auteurs utilisent un modèle de gravité (utilisé également par Coeurdacier et Martin (2007)) pour étudier les déterminants des flux bilatéraux de capitaux (plus spécifiquement d'actions) sur la période courant de 1989 à 1996. Leurs résultats révèlent, entre autres, que la capitalisation boursière et la distance séparant deux pays et deux places financières étrangères contribuent de façon statistiquement très significative à expliquer les flux. Ils démontrent notamment que les flux bilatéraux dépendent positivement de plusieurs mesures associées à la taille du pays (GDP, capitalisation boursière ou encore richesse financière) et à au degré de sophistication du marché et négativement des coûts de transaction et des frictions informationnelles (évaluées notamment par la distance et le trafic téléphonique). Leur objectif n'est pas d'étudier directement le phénomène de préférence pour les titres nationaux : la variable associée n'est pas considérée dans leur article. Après avoir mis en évidence l'importance des déterminants associés à la notion de distance et de « familiarité » dans l'explication des flux bilatéraux de titres, et constaté la difficulté à trouver des données fiables sur la composition agrégée du portefeuille d'un agent domestique représentatif, ils cherchent à établir un lien avec la détention de titres étrangers par les investisseurs américains à la fin décembre 1994 et à la fin décembre 1997 pour un échantillon de 40 pays (soit 80 observations). Leurs conclusions révèlent une forte corrélation positive entre les données de flux et les données de détention. Et les auteurs de conclure que les explications informationnelles établies par leur étude sur les flux de titres devraient trouver un écho certain dans l'explication de la détention de titres étrangers. Dans ce même registre, nous pouvons également citer l'étude d'Hubermann (2001) qui



révèle que les actionnaires des compagnies Bell régionales tendent à privilégier systématiquement l'investissement dans la compagnie de leur région. Il y aurait au sein d'un même pays un phénomène de préférence pour les titres de proximité, comme l'ont montré initialement Coval et Moskowitz (1999 et 2001). Grinblatt et Keloharju (2001), pour le marché finnois, Dahlquist et Robertsson (2001), pour la Suède, et plus récemment Coeurdacier et Martin (2007), ont confirmé cette idée et souligné l'importance de la langue nationale et des facteurs culturels dans le choix de portefeuille. Ces études soulignent l'importance de la finance comportementale. Très récemment, Solnik (2008) a développé un modèle international d'évaluation des actifs financiers dans lequel la notion de regret est modélisée et permet de contribuer à l'explication de l'énigme. Enfin, suite à l'article de référence d'Obstfeld et Rogoff (2001), Carmichael et Coën (2003) ont montré dans le cadre d'un modèle d'équilibre général qu'un faible coût d'acquisition d'information permettait de générer une préférence importante pour les titres nationaux.

Il n'empêche, l'étude de l'énigme de la préférence pour les titres nationaux a souffert du manque de données et d'information sur la composition effective des portefeuilles des investisseurs. Pour pallier ce problème, la réserve fédérale américaine a mené une étude de très grande envergure à la fin des années 1990. Celle-ci a permis de mettre en évidence la composition du portefeuille d'un agent américain représentatif. Récemment, Ahearne et al. (2004) viennent d'en publier les résultats. Pour un échantillon de 48 pays, il est désormais possible d'établir une mesure de la préférence nationale telle que perçue par un investisseur américain au 31 décembre 1997. Ahearne et al. (2004) ont souligné l'importance du facteur informationnel dans l'explication de l'énigme. Ils ont notamment démontré que les pays pour lesquels la capitalisation boursière des entreprises listées sur les places financières américaines était forte eu égard à la capitalisation

boursière nationale souffraient moins de la préférence américaine pour les titres nationaux. Le cross-listing permet effectivement de réduire les coûts directs à la détention de titres étrangers. Il garantit effectivement une plus grande visibilité aux firmes étrangères (Baker et al. (2002), Pagano et al. (2002), Sarkissian et Schill (2002)) tout en assurant une meilleure protection aux investisseurs nationaux (Resse et Weisbach (2002)). De fait, le cross-listing réduit l'asymétrie informationnelle en obligeant les entreprises listées à se conformer aux normes comptables américaines US. GAAP (Karolyi (1998), Foerster et Karolyi (1999), Lang et al. (2003), Leuz (2003) et Doidge et al. (2004)).

Les différences de normes comptables peuvent effectivement constituer un obstacle important à la diversification des portefeuilles. Mais plus encore, ce sont les manipulations comptables qui pourraient représenter un frein majeur. À notre connaissance, aucune étude ne s'est jusqu'à présent intéressée au lien potentiel entre la préférence pour les titres nationaux et les différentes mesures ou manipulations comptables recensées à l'échelle internationale. Très récemment, plusieurs études ont cherché à définir et à analyser l'opacité inhérente au maquillage des bénéfices (Bhattacharya et (2003), Leuz et al. (2003) et Hope (2003)) dans une optique essentiellement comptable. Ainsi Bhattacharya et al. (2003) ont défini trois mesures d'opacité qu'ils ont appliquées à un échantillon de 34 pays afin d'établir des indices nationaux. Dans cet article, nous proposons d'analyser l'impact de ces trois mesures d'opacité sur le phénomène de préférence tout en prenant en considération l'utilisation des normes IASC<sup>32</sup> (devenues depuis les normes IFRS<sup>33</sup>), adoptées dans de nombreux pays afin de garantir une meilleure visibilité, lecture et interprétation des états financiers. Nos résultats tendent à prouver qu'il existerait un lien positif significatif entre l'opacité et le

---

<sup>32</sup> Acronyme pour International Accounting Standards Committee.

<sup>33</sup> Acronyme pour International Financial Reporting Standards.

phénomène de préférence pour les titres nationaux. Par contre, la relation entre l'utilisation des normes IASC et la préférence nationale serait statistiquement négative. Ce résultat serait conforme aux efforts déployés pour convaincre de nombreux pays d'adopter des normes comptables internationales reconnues et garantissant une meilleure harmonisation des pratiques relatives à la divulgation de l'information comptable et financière.

S'il est maintenant établi que l'ensemble informationnel dont disposent les investisseurs tend à influencer la composition de leurs portefeuilles, il faut également s'intéresser au rôle des sources d'information. Notre contribution s'inscrit dans cette perspective. Alors que Portes et Rey (2005) ont mis en évidence une forte corrélation positive entre les données de flux et les données de détention, soulignant ainsi l'importance des variables informationnelles, nous proposons ici d'appliquer cette explication informationnelle directement au phénomène de préférence pour les titres nationaux en choisissant par contre d'étudier des variables comptables et financières. D'aucuns s'accorderont à décrier le rôle et l'utilité des analystes financiers après les nombreux scandales survenus tant aux États-Unis que sur d'autres places financières et plus particulièrement dans le bassin pacifique où ils ont fait montre d'une incapacité manifeste à anticiper la crise de 1997 (Coën et Desfleurs (2004)). Pourtant, les analystes à travers leurs prévisions et leurs recommandations influencent le comportement des investisseurs. L'information qu'ils divulguent a des conséquences sur la gestion de portefeuille. Elle n'a néanmoins jamais été étudiée à l'aune de l'énigme de la préférence pour les titres nationaux. La qualité et la précision de la prévision des analystes financiers devraient avoir une incidence sur la composition des portefeuilles. Pour analyser cet aspect informationnel véhiculé par les analystes, nous étudions l'impact de leurs erreurs de prévisions sur le

phénomène de préférence pour les titres nationaux. Toutes choses égales par ailleurs, plus les erreurs de prévisions sont importantes, plus la préférence pour les titres nationaux devrait être élevée. Nos résultats obtenus en utilisant les moindres carrés ordinaires montrent que cette relation supposée est loin d'être évidente. Au contraire, ils révèlent qu'il n'y aurait pas de liens entre les erreurs de prévisions des analystes financiers et la préférence nationale telle qu'elle apparaît à la fin de l'année 1997. Ces résultats sont néanmoins à relativiser en raison du caractère très particulier de l'année 1997 marquée par la crise asiatique, mais également de l'éventuelle présence d'erreurs de mesure. Ce point est d'ailleurs confirmé à travers notre analyse pour l'ensemble des années 1997, 2001, 2003 et 2004.

Par ailleurs, comme l'ont montré très récemment Dahlquist et al. (2003) la plupart des firmes dans les pays où la protection des investisseurs est faible sont contrôlées par les grands actionnaires. Ainsi, seule une partie des actions émises par ces firmes peut effectivement être détenue par les investisseurs étrangers. La définition de la préférence pour les titres nationaux, telle que définie par Ahearne et al. (2004), tendrait donc à surestimer l'ampleur de l'énigme pour les pays où la structure de propriété du capital demeure familiale. Les auteurs proposent une nouvelle définition du phénomène tenant compte de cette particularité. Nous adoptons leur nouvelle mesure et essayons d'en expliquer les déterminants. Cette fois, nos résultats révèlent de façon très significative que les erreurs de prévisions des analystes financiers sont liées à la préférence pour les titres nationaux. À travers ce résultat, le rôle et l'utilité des analystes financiers recouvrent leur importance. Par ailleurs, nous montrons également que les mesures d'opacité, et plus particulièrement le lissage des bénéfices qui apparaissait très significatif dans l'explication du phénomène lors de notre première étape, ont cette fois un rôle très mineur. Ce constat, est somme toute assez logique, si l'on considère que les pays

assurant une protection faible aux investisseurs étrangers sont généralement ceux qui tendent à négliger la qualité et la précision de l'information comptable et financière divulguée : l'opacité serait plus importante dans ces pays. Par ailleurs nous montrons que l'environnement légal et les mesures associées à l'expropriation, la répudiation et la corruption, telles qu'introduites par La Porta et al. (1998, 1999, 2000), semblent liées à l'énigme de la préférence pour les titres nationaux.

Afin de valider nos résultats, nous proposons de recourir à une technique économétrique initialement développée par Dagenais et Dagenais (1997), qui malgré sa portée a trouvé jusqu'à présent très peu d'applications<sup>34</sup>. L'approche que nous utilisons, tout comme celles d'Ahearne et al. (2004) et Dahlquist et al. (2003), est basée sur l'analyse des estimateurs issus des moindres carrés ordinaires (OLS : ordinary least squares). Pourtant il existe une littérature économétrique abondante mettant en évidence les erreurs de mesure. Celles-ci constituent un problème majeur en économétrie appliquée, qui semble ne pas avoir rencontré l'intérêt qui lui était dû. En effet, la présence d'erreurs sur les variables entraîne la non convergence des estimateurs OLS, remettant ainsi en doute l'interprétation des résultats. Paradoxalement, peu d'études ont cherché à combler ce manque patent, en offrant une réponse théorique ou même pratique au problème<sup>35</sup>. Récemment, Dagenais et Dagenais (1997) ont démontré que les estimateurs basés sur les moments d'ordre supérieur à deux permettaient d'obtenir de meilleurs résultats que les estimateurs OLS. Cette supériorité associée à l'estimateur de Dagenais et

---

<sup>34</sup> Marcel Dagenais étant décédé en 2001, l'approche n'a pas connu le développement qu'aurait pu lui donner son initiateur. Hormis, l'application proposée par Dagenais et Dagenais (1997) dans l'article fondateur, l'estimateur semble avoir été depuis mis sous le boisseau.

<sup>35</sup> Le test sur les variables instrumentales développé par Hausman (1978) est souvent ignoré en économétrie empirique.

Dagenais apparaît non seulement au niveau des RMSE (Root Mean Squared Errors) mais aussi au niveau des erreurs de type I. Cette constatation remet en question la validité des approches ignorant ce phénomène. Aussi, afin d'éviter cet écueil, nous proposons d'utiliser en complément l'estimateur de Dagenais et Dagenais (1997). Celui-ci est considéré comme appartenant à la catégorie des estimateurs issus des variables instrumentales. L'apport majeur réside dans le choix de ces mêmes variables. Les variables instrumentales sont ici les variables explicatives élevées à un ordre supérieur à deux : en l'occurrence nous prenons en considération les moments d'ordre trois et quatre. Par conséquent aucune information supplémentaire n'est requise. Cette contribution est d'importance puisqu'elle permet de répondre à deux arguments justifiant l'absence d'efforts consentis pour tester la présence d'éventuelles erreurs sur les variables. En premier lieu, comme le faisait remarquer Pal (1980), l'attitude de nombreux chercheurs appliqués peut trouver son explication dans la difficulté à vérifier que les variables instrumentales disponibles satisfont les conditions requises à la justification de leur utilisation. En second lieu, les variables instrumentales peuvent tout simplement ne pas être disponibles ou difficilement accessibles (Klepper et Leamer (1984)). Dans ces conditions, le coût dégagé pour collecter les données supplémentaires peut s'avérer dissuasif eu égard aux bénéfices découlant d'un estimateur plus précis. L'estimateur de Dagenais et Dagenais (1997) a donc une portée non négligeable que nous cherchons à illustrer<sup>36</sup>. Autre avantage de la démarche, contrairement à la technique habituelle des variables instrumentales, elle est facile à mettre en place et permet grâce à la technique des régressions artificielles (Davidson et MacKinnon (1993)) de tester la présence d'éventuelles erreurs sur les variables tout en proposant simultanément un estimateur corrigé pour ces mêmes erreurs.

---

<sup>36</sup> Très récemment Coën et Racicot (2007), et Carmichael et Coën (2008) ont montré la pertinence de l'utilisation cet estimateur dans l'estimation des modèles d'évaluation des actifs financiers.

Nous définissons dans un premier temps notre cadre conceptuel (section 2), avant de présenter nos données et la méthodologie retenue (section 3). Nous procédons ensuite à une analyse et interprétation des résultats pour les deux mesures de la préférence pour les titres nationaux (section 4). Dans une dernière section, nous apportons nos conclusions (section 5).

## **2. Cadre conceptuel**

### **2.1 Mesures des barrières à la diversification internationale des portefeuilles.**

Selon les résultats du CAPM international les agents recherchant une diversification optimale devraient détenir un portefeuille reflétant la capitalisation boursière des différentes places financières au niveau mondial. Ce résultat est obtenu en supposant une absence de barrières ou de contraintes limitant l'accès aux titres financiers. De nombreuses études ont modélisé ces barrières et analysé leur impact<sup>37</sup> sur la composition optimale des portefeuilles. Les études empiriques consacrées aux coûts de transaction ont montré que ceux-ci ne permettaient pas de contribuer à l'explication du phénomène de préférence pour les titres nationaux en raison notamment des nombreuses déréglementations observées au cours des années 1980 et de la libre circulation accrue des flux de capitaux.

En utilisant des modèles d'équilibre partiel, French et Poterba (2001), Cooper et Kaplanis (1986 et 1994) et Coën (2001) ont montré pour des échantillons et des périodes d'observations différents, courant sur les deux dernières décennies, que les coûts de transaction théoriques nécessaires à la justification de la préférence pour les titres nationaux sont extraordinairement élevés par rapport aux très faibles coûts

---

<sup>37</sup> Les principales études à relever sont celles de Black (1974), Stulz (1981), Errunza et Losq (1985, 1989) pour les pays émergents, Cooper et Kaplanis (1986, 1994) et Hietala (1989).

encore existants. Par ailleurs, Tesar et Werner (1995), Bohn et Tesar (1996), Rowland (1999) et Warnock (2002) ont montré que les coûts de transaction répertoriés ne constituaient plus depuis la fin des années 80 une barrière à l'investissement international. Très récemment, Ahearne et al. (2004) à partir de la définition de la préférence que nous adoptons ici, et pour les données sur la composition du portefeuille d'un investisseur américain au 31 décembre 1997, ont démontré que les coûts de transaction ne contribuaient effectivement pas à expliquer le phénomène. Aussi, nous ne les prendrons pas en considération dans le cadre de notre étude.

Si les coûts de transaction peuvent être négligés, les contrôles de capitaux demeurent, quant à eux, des contraintes aux investissements internationaux. Il existe très peu de mesures de l'intensité des contrôles de capitaux. Comme le rapporte une étude menée pour le FMI par Eichengreen (2001), la plupart des mesures sont des variables muettes dont l'interprétation et l'analyse restent souvent difficiles et insatisfaisantes. Répondant à une demande du FMI, Edison et Warnock (2003) ont récemment développé une mesure mensuelle plus complète pour un très large échantillon de pays. Celle-ci est construite à partir des données de l'IFC et s'établit de la façon suivante :

$$RESTRICT = 1 - \frac{MC_{i,t}^{IFCI}}{MC_{i,t}^{IFCG}} \quad (1)$$

MC représente la capitalisation boursière à l'instant t du pays i selon les indices IFCI (International Finance Corporation Investable) et IFCG (International Finance Corporation Global). IFCI comprend toutes les actions ou portions d'actions contenues dans IFCG disponibles pour les investisseurs étrangers. La disponibilité est définie par des restrictions légales à trois niveaux : pays, industrie et firme. Dans le cadre de notre étude, nous utilisons la mesure de l'intensité des contrôles de



capitaux au mois de décembre 1997, telle que définie dans la base de données établie par Edison et Warnock (2003). Il est à noter que cette base a déjà été utilisée par Ahearne et al. (2004).

## **2.2 Mesures des barrières indirectes à la diversification internationale des portefeuilles**

Nous considérons ici les barrières informationnelles à la diversification internationales des portefeuilles.

Comme l'ont montré Ahearne et al. (2004), le cross-listing tend à réduire les barrières informationnelles à la détention de titres étrangers. Ils démontrent que les pays pour lesquels la capitalisation boursière des entreprises listées sur les places financières américaines est forte eu égard à la capitalisation boursière nationale souffrent moins de la préférence américaine pour les titres nationaux. Et les auteurs de conclure que la variable USLISTED, définie comme le pourcentage de la capitalisation boursière nationale listée sur les places financières américaines, constituerait l'une des variables principales à l'explication de l'énigme de la préférence pour les titres nationaux. Afin de poursuivre et de compléter l'approche initiée par Ahearne et al. (2004) nous utilisons leur variable pour l'ensemble des pays de notre échantillon.

Nous considérons ensuite deux grandes catégories de barrières informationnelles que nous pouvons regrouper en deux grandes classes de variables ; les variables comptables et les variables financières<sup>38</sup>.

---

<sup>38</sup> Nous avons également pris en considération des variables économiques, telles que la croissance du PNB, l'inflation, la volatilité de l'inflation, la volatilité des taux de change, la volatilité des indices boursiers nationaux, un indice de la concentration industrielle dans le pays considéré ... Ces variables, disponibles auprès de l'auteur, n'apparaissent pas de façon significative.

### ***Les mesures comptables : les trois définitions de l'opacité***

Plusieurs études récentes se sont intéressées à l'impact des manipulations comptables des bénéfices à travers la notion d'opacité (Bhattacharya et al. (2003), Leuz et al. (2003) et Hope (2003) notamment). Bhattacharya et al (2003) ont mis en évidence trois dimensions de l'opacité des bénéfices : earnings aggressiveness, loss avoidance et earnings smoothing.

Brièvement nous pouvons les définir de la façon suivante :

- 1) l'agressivité des bénéfices ("*earnings aggressiveness*") ; un bénéfice est agressif s'il incorpore plus rapidement les gains économiques que les pertes. Ball, Kothari et Robin (2000), montrent qu'une comptabilité conservatrice – le contraire d'une comptabilité agressive – est plus fréquente dans les pays de droit coutumier et permet de réduire les asymétries informationnelles;
- 2) la tendance à éviter les pertes ("*loss avoidance*") : les dirigeants d'entreprise auraient tendance à manipuler les bénéfices pour éviter de rapporter des pertes, pour ne pas entraîner une baisse du prix des titres sur le marché ou affecter leur rémunération;
- 3) le lissage des bénéfices ("*earnings smoothings*") : certaines normes comptables (comme la conformité entre états financiers comptables et fiscaux), et/ou le désir des dirigeants peuvent conduire les entreprises à lisser les bénéfices, i.e. à obtenir une série de bénéfices moins volatils, masquant ainsi la performance économique réelle des firmes.

Dans ce contexte, nous émettons l'hypothèse qu'une augmentation de l'opacité quelle que soit son acception devrait entraîner une certaine crainte ou méfiance de l'investisseur à l'égard des firmes du pays considéré. La préférence nationale des investisseurs américains devrait s'affirmer davantage à l'égard du pays étranger.

### ***Les mesures financières : la précision et la qualité des prévisions des analystes financiers***

Par définition, le rôle des analystes financiers consiste à étudier, analyser et interpréter les états financiers des entreprises afin d'établir des prévisions en terme de rentabilité avant d'effectuer des recommandations d'achat ou de vente. Leur mission apparaît donc cruciale dans la divulgation de l'information comptable et financière à destination des investisseurs. Malgré les nombreuses critiques dont ils ont fait l'objet récemment, nous pensons que la qualité et la précision de leurs prévisions devraient être avoir un impact sur l'ensemble informationnel dont disposent les investisseurs au moment de choisir la composition de leur portefeuille. Toutes choses égales par ailleurs, meilleure serait la qualité de ce flux d'information, plus faible devrait être l'aversion des investisseurs pour les titres concernés. Si nous appliquons cette logique au cadre de l'énigme de la préférence pour les titres nationaux, nous pouvons émettre l'hypothèse qu'une meilleure précision et une meilleure qualité de leurs prévisions des bénéfices pour les firmes d'un pays considéré devraient être associées à une plus forte détention des titres de ce même pays. La préférence nationale affichée par les américains devrait être plus faible à l'encontre des firmes de ce pays.

## **3. Données et méthodologie**

### **3.1 Définitions et mesures de la préférence pour les titres nationaux.**

Comme le rappellent fort justement Ahearne et al. (2004), l'un des obstacles majeurs à l'analyse empirique du phénomène de préférence pour les titres

nationaux a été le manque patent de données sur l'origine des titres étrangers détenus par les investisseurs nationaux.

Les études devaient se contenter des données agrégées de l'OCDE permettant de mettre en évidence le pourcentage de titres étrangers effectivement détenus (Cooper et Kaplanis (1994), Coën (2001)). Pour prendre en considération l'origine des titres, certaines études ont opté pour les flux bilatéraux de capitaux (Tesar et Werner (1995), Portes et Rey (2001, 2005), Baele et al. (2007)). Pourtant cette démarche paraît pour le moins insatisfaisante et ne permet pas d'estimer véritablement les détentions croisées de titres. Comme le font remarquer Warnock et Cleaver (2003) dans une étude récente, le pays identifié comme étranger en présence de flux de capitaux est le dernier pays à avoir effectué la transaction ou l'intermédiation. En conséquence, dans de nombreux cas, il ne s'agit pas du pays émetteur. Le cas du Royaume-Uni où la place de Londres apparaît comme une place financière majeure pour le transfert des flux de capitaux en est une bonne illustration. Selon Warnock et Cleaver (2003), les erreurs commises en utilisant des flux bilatéraux pour estimer la composition des portefeuilles conduisent à une erreur de 38% par rapport à la détention effective au 31 décembre 1997.

Très récemment Ahearne et al. (2004) ont publié une étude menée par la réserve fédérale américaine permettant de mettre en évidence les détentions de titres étrangers par les investisseurs américains au 31 décembre 1997. Cette étude est à ce jour, la première étude représentant de façon fiable et détaillée le phénomène de préférence pour les titres nationaux pour les investisseurs américains<sup>39</sup>.

---

<sup>39</sup> Depuis l'étude d'Ahearne et al. (2004), la réserve fédérale américaine tient à jour, sur une base annuelle, la composition du portefeuille d'un investisseur américain. À travers le Coordinated Portfolio Investment Survey, le FMI tient également à jour de façon annuelle la composition des portefeuilles agrégés pour les principales places financières (10 essentiellement). Nous pourrions toutefois noter que cette dernière base est beaucoup moins détaillée que celle de la FED et ne permet d'établir que très partiellement l'origine des titres étrangers.

[Insérer tableau 1]

Aussi, nous choisissons d'utiliser les données de Ahearne et al. (2004). La mesure du phénomène de préférence, BIAS, est définie pour chaque pays comme étant égale à 1 moins le poids relatif dans le portefeuille américain, ou encore 1 moins le ratio de la part dans le portefeuille américain par rapport à la part dans le portefeuille mondial (Cf. Tableau 1).

$$Home\ Bias = BIAS = 1 - \frac{Share\ of\ Foreign\ Equities\ in\ U.S.\ Portfolio}{Share\ of\ Foreign\ Equities\ in\ World\ Portfolio} \quad (2)$$

Il apparaît clairement après observation du tableau 1 que les détentions de titres étrangers sont nettement inférieures à celles prévues par un CAPM international et par la théorie financière qui prône la diversification. Toutes choses égales par ailleurs, un portefeuille diversifié devrait répliquer le portefeuille mondial. Cette utilisation du phénomène de préférence pour les titres nationaux, telle que présentée par Ahearne et al. (2004) et largement reconnue dans la littérature constitue la première étape de notre démarche.

Dans une deuxième étape, nous proposons de prendre en considération l'impact de la gouvernance d'entreprise sur la composition des portefeuilles. Comme l'ont montré très récemment Dahlquist et al. (2003), et Kho et al. (2007) la plupart des firmes dans les pays où la protection des investisseurs est faible sont contrôlées par les grands actionnaires. Ainsi, seule une partie des actions effectivement émises par ces firmes peut être détenue par les investisseurs étrangers. Et Dahlquist et al. (2003) de démontrer que la présence de ces firmes, où la structure

du capital est souvent familiale, permet d'apporter une explication plausible au phénomène de préférence pour les titres nationaux. Dans ce contexte, les investisseurs américains tendent à détenir peu de titres en provenance des pays où ces restrictions s'appliquent. De fait, une nouvelle mesure du phénomène de préférence pour les titres nationaux s'impose. Les auteurs proposent une estimation du portefeuille mondial des titres disponibles aux investisseurs qui ne sont pas des actionnaires recherchant le contrôle de la firme.

[Insérer tableau 2]

Ce portefeuille diffère significativement du portefeuille de marché mondial tel que nous l'avons défini dans la première étape. Il est utilisé pour définir une nouvelle mesure de la préférence nationale, HBIAS. Celle-ci est égale à 1 moins le ratio de la part des titres étrangers disponibles détenus par les investisseurs américains par rapport à la part dans le portefeuille mondial de titres disponibles (Cf tableau 2).

Dans ces conditions, il est possible de redéfinir la préférence pour les titres nationaux comme suit :

$$HomeBias = HBIAS = 1 - \frac{Share\ of\ Available\ Foreign\ Equities\ in\ U.S.\ Portfolio}{Share\ of\ Available\ Foreign\ Equities\ in\ World\ Portfolio} \quad (3)$$

L'observation des tableaux 1 et des tableaux 2 révèle des différences significatives.

### 3.2 Les variables comptables

Dans une étude récente, Bhattacharya et al. (2003) analysent les états financiers dans 34 pays sur la période courant de 1985 à 1998 et proposent d'établir une base de données évaluant trois dimensions des bénéfices comptables reportés par pays : *earnings aggressiveness*, *loss avoidance* et *earnings smoothing*. Ces trois mesures reflètent le niveau d'opacité des bénéfices. Nous avons choisi de considérer individuellement chacune d'elles et d'étudier son impact sur le phénomène de préférence pour les titres nationaux. Nous reprenons les valeurs estimées par Bhattacharya et al. (2003) telles que présentées dans le tableau 3.

Afin de prendre en considération l'impact de la divulgation comptable et financière, nous utilisons aussi le nombre d'auditeurs pour 100 000 habitants par pays, et le niveau de divulgation tels qu'ils apparaissent dans les articles de Saudagaran et Diga (1997), Bhattacharya et al. (2003) et Hope (2003). La première variable provient de l'International Federation of Accountants (IFAC) secretariat (8/13/1996) et la seconde du Center for International Financial Analysis and Research (CIFAR, 1995). Nous souhaitons également étudier le rôle des normes comptables et plus particulièrement des normes IASC. Aussi, nous utilisons la variable IAS, telle que définie par Choi et al. (1999) et utilisée notamment par Bhattacharya et al. (2003). La source de ces données provient de l'International Accounting Standards Committee (IASC Insight dated October 1997). Cette variable apparaît sous la forme d'une variable muette à laquelle la valeur zéro est attribuée si le pays utilise ses propres normes comptables sans utiliser les normes IASC et la valeur 1 si le pays utilise les normes IASC devenues IFRS<sup>40</sup>.

---

<sup>40</sup> À partir de 2000, de nombreux pays convergent vers l'utilisation des normes IFRS. C'est le cas notamment en Europe avec la création de la zone Euro et le passage à la monnaie unique. Les gouvernements des pays membres et la Communauté Européenne travaillent de concert pour favoriser et accélérer une harmonisation fiscale. Les grands groupes ont dans une très large majorité ont adopté ces normes. Ce sont également les titres de ces groupes qui sont le plus souvent détenus

### 3.3 Les variables légales et culturelles

Nous utilisons les variables légales définies par La Porta et al. (1997, 1998, 1999) qui constituent les références dans la littérature : *rule of law*, *corruption*, *risk of expropriation*, *risk of contract repudiation* et *efficiency of judicial system*.

Comme l'ont montré récemment Stulz et Williamson (2003), il existe un lien assez étroit entre les caractéristiques culturelles d'un pays et ses pratiques financières. Nous avons choisi de mettre en évidence deux dimensions culturelles qui pourraient avoir un impact sur le phénomène de préférence pour les titres nationaux : la langue (Dahlquist et Robertsson (2001) et Grinblatt et Keloharju (2001) et la religion majoritaire dans le pays. Nous avons subdivisé chacune de ces dimensions en trois variables. Ainsi pour la dimension linguistique qui pourrait constituer un frein à l'investissement international, nous avons considéré la variable muette langue anglaise, la variable muette langue hispanique et la variable muette autre langue. Pour la dimension religion majoritaire, nous avons défini une variable muette religion protestante, une variable muette religion catholique et une variable muette autre religion.

### 3.4 Les variables financières

#### *Les mesures de la précision des analystes financiers*

Nous utilisons les prévisions fournies par *Institutional Brokers Estimates Systems* (I/B/E/S) *International Inc.* I/B/E/S compile les prévisions de bénéfice émises par les maisons de courtage participantes pour les entreprises cotées sur divers marchés et présentant un intérêt institutionnel suffisant. Le fichier "*summary*" de

---

par les investisseurs étrangers. Dans ces conditions, l'approche dichotomique préconisée par Choi et al. (1999) et adopté dans cette étude pour l'année 1997, devient discutable à partir de 2001. C'est pourquoi la variable IAS ne sera pas utilisée pour les années 2001, 2003 et 2004 de notre étude : le vecteur IAS tendant vers un vecteur unitaire.



la base fournit les prévisions de bénéfice consensuelles. La base de données ne souffre pas de biais de sélection *ex post* ou de biais de survivance, car tous les titres, y compris ceux retirés de la cote au cours de la période, ont été conservés.

Pour chaque entreprise, nous utilisons la prévision disponible pour le mois correspondant à la fin de chaque exercice fiscal, quand *au moins deux analystes* ont émis une prévision. La prévision moyenne disponible pour chaque fin d'exercice représente la prévision consensuelle et permet d'évaluer la performance des analystes dans leur ensemble. En nous plaçant à la fin de chaque exercice fiscal pour une entreprise, nous sommes assurés que les analystes disposent du rapport financier de l'année précédente et ont donc eu connaissance du bénéfice réalisé pour l'exercice fiscal antérieur au moment d'émettre une prévision pour l'exercice qui va s'achever. Il est à noter que les conclusions de notre étude sont similaires si nous utilisons la prévision consensuelle médiane au lieu de la prévision moyenne ou si nous travaillons avec les prévisions disponibles juste avant l'annonce officielle des bénéfices réalisés et non pas à la fin de l'exercice fiscal.

Les données doivent être traitées afin d'éliminer l'impact potentiel des données suspectes et/ou extrêmes<sup>41</sup>. Les valeurs extrêmes sur les erreurs de prévision peuvent être dues à des erreurs de données ou à des facteurs transitoires spécifiques à une entreprise, une fusion/acquisition ou une restructuration majeure par exemple. Nous identifions ces données extrêmes supérieures à 100% et les éliminons, car nous prévoyons d'utiliser la méthode des moindres carrés ordinaires (OLS) sensible aux données extrêmes. Pour examiner l'influence de

---

<sup>41</sup> Les études antérieures sur la précision des prévisions de bénéfices par les analystes aux États-Unis, en Europe ou sur les marchés émergents ne s'accordent pas sur la méthode à utiliser pour le traitement des données extrêmes.

cette troncature artificielle à 100% sur les résultats, nous répliquons les tests en ramenant les observations extrêmes à une valeur de 100%. Après les ajustements mentionnés, notre échantillon compte 45031 observations pour la période courant de 1994 à 1996 et pour l'ensemble des pays de notre échantillon.

Notre objectif étant de mesurer le niveau de précision des analystes financiers et l'impact sur le phénomène de préférence pour les titres nationaux au 31 décembre 1997, nous étudions la taille absolue de leurs erreurs de prévision<sup>42</sup>, qu'elles soient positives (sur-estimation) ou négatives (sous-estimation). Nous choisissons d'utiliser l'erreur de prévision absolue normalisée par le bénéfice réalisé de l'année. Cette démarche nous permet d'analyser sur les pays de l'échantillon, la précision relative des analystes par rapport à la relation suivante<sup>43</sup> :

$$|FERE| = \left| \frac{e_{j,t(h)}}{RE_{j,t}} \right| = \left| \frac{F_{j,t(h)} - RE_{j,t}}{RE_{j,t}} \right| \quad (4)$$

où

$FERE_t$  = erreur de prévision normalisée par le bénéfice par action de l'exercice  $t$ ,

$e_{j,t}$  = erreur de prévision pour la firme  $j$ , le bénéfice par action de l'année  $t$

$F_{j,t}$  = prévision consensuelle (*Forecast EPS*) pour la firme  $j$  et l'exercice  $t$ ,

---

<sup>42</sup> L'erreur de prévision absolue retenue est la plus appropriée à notre problématique.

<sup>43</sup> Pour tester la sensibilité de nos résultats au choix du déflateur, nous avons étudié également l'erreur absolue de prévision normalisée par le prix à la date de prévision. Nous utilisons les prix disponibles sur la base I/B/E/S, afin de ne pas avoir à relier deux bases de données différentes, ce qui peut être source d'erreur. Cela entraîne cependant une diminution du nombre d'observations disponibles.

$RE_{j,t}$  = bénéfice par action réalisé (*Reported EPS*) de la firme  $j$  à la fin de l'exercice  $t$ .

Ici l'exercice  $t$  correspond aux exercices 1994, 1995 et 1996. Nous calculons ensuite une moyenne arithmétique équipondérée de l'erreur absolue de prévisions, ABSFERE, afin d'étudier l'impact de cette source d'information sur la composition du portefeuille d'un investisseur américain au 31 décembre 1997.

Nous étudions également la dispersion des erreurs de prévisions, l'écart-type, pour l'ensemble des pays de l'échantillon sur l'ensemble de la période 1994-1996.

### **3.5 Méthode économétrique.**

Nous utilisons une méthode de régression MCO très simple (comme l'ont fait Ahearne et al (2004) et Dahlquist et al. (2003)). Toutefois, nous étudions également les erreurs de mesure éventuelles qui pourraient apparaître dans la spécification du modèle. Nous utilisons des estimateurs de moments d'ordre supérieur à deux (Cf. Annexe). Cet estimateur développé par Dagenais et Dagenais (1997) apparaît comme une combinaison linéaire des estimateurs développés par Durbin (1956) et Pal (1980). Il permet non seulement de détecter les éventuelles erreurs sur les variables mais aussi et surtout de les corriger afin d'éviter des erreurs d'interprétation. En recourant à la technique des régressions artificielles développées Davidson et MacKinnon(1993), Dagenais et Dagenais (1997) proposent une alternative à l'approche de Durbin (1954), Wu (1973) et Hausman (1978) pour mettre en évidence l'éventuelle présence d'erreurs sur les variables.

Il est communément admis dans la littérature économique que les erreurs sur les variables explicatives conduisent à la non convergence des estimateurs OLS. Comme l'ont souligné Dagenais et Dagenais (1997), elles induisent des effets pervers associés aux intervalles de confiance et à l'augmentation de l'ampleur des erreurs de type I. De nombreuses études ont suggéré le recours aux variables instrumentales afin d'obtenir des estimateurs convergents (Fuller (1987), Bowden (1984) et Aigner et al. (1984), entre autres), lorsque l'information sur les variances des erreurs n'est pas disponible. Malgré ces recommandations, les techniques associées aux variables instrumentales sont souvent négligées et peu d'efforts semblent avoir été consentis pour tester la présence d'erreurs sur les variables. Comme le mentionnait Pal (1980), il demeure parfois difficile de vérifier que les variables instrumentales disponibles satisfont les conditions justifiant leur utilisation. Il n'empêche. Le principal problème auquel sont confrontés les chercheurs reste l'accessibilité de ces variables, souvent rendue difficile. Comme l'ont fait remarquer à juste titre Klepper et Leamer (1984), ils peuvent avoir l'impression que le coût engagé pour collecter ces données supplémentaires serait trop important en comparaison des bénéfices escomptés suite à l'obtention d'estimateurs plus précis, et surtout non biaisés et convergents. Par ailleurs, comme le note Cragg (1994), les manuels économétriques traitent souvent le problème des erreurs sur les variables en considérant le cas du modèle bi-varié<sup>44</sup>. Dans ce cadre particulier, l'erreur de mesure biaise l'estimation de la pente vers zéro. Et Cragg de qualifier cet effet d'effet d'atténuation. L'erreur induit également un biais de signe opposé sur le coefficient de la coordonnée à l'origine lorsque la moyenne de la variable explicative est positive. Cragg (1994)

---

<sup>44</sup> Nous reprenons ici dans leur intégralité certains développements qui apparaissent dans un article que nous avons publié et où la technique était appliquée à l'étude des modèles d'évaluation des actifs financiers sur le marché canadien : voir Carmichael, Coën et L'Her (2008), Finance 29 (1), pp 7-29.

évoque alors un effet de contamination. Nous pouvons également mentionner que l'effet d'atténuation dépend négativement du  $R^2$  de la régression. Un  $R^2$  élevé est donc souvent considéré comme indicatif d'un effet d'atténuation négligeable. Cette particularité expliquerait, sans pour autant le justifier, le manque d'intérêt suscité par la présence d'erreurs sur les variables. Toutefois, ces conclusions ne peuvent être généralisées aux régressions multiples faisant apparaître des erreurs sur plusieurs variables, comme le montre Cragg (1994) et (1997). Le biais d'un paramètre dépend alors à la fois de sa propre erreur (effet d'atténuation) mais aussi des erreurs sur les autres variables (effet de contamination). Les résultats du modèle bi-varié sur l'ampleur et la direction du biais ne sont plus valables. Comme le rappellent Dagenais et Dagenais (1997), il est nécessaire de connaître de façon détaillée la nature du processus stochastique induit pour inférer la direction et l'importance du biais individuel.

À la suite de Durbin (1954) et Pal (1980), Dagenais et Dagenais (1997) ont proposé un nouvel estimateur non biaisé basé sur les moments d'ordre supérieur à deux qui présente la particularité d'afficher des écart-types plus faibles que les estimateurs initialement proposés par Durbin (1954) et Pal (1980). Sous l'hypothèse d'absence d'erreurs sur les variables,  $H_0$ , les estimateurs introduits par Durbin (1954), d'une part, et par Pal (1980), d'autre part, sont non biaisés. Par contre, comme l'ont fait remarquer à juste titre, Kendall et Stuart (1963) et Malinvaud (1978), ces estimateurs affichent des écart-types plus élevés que les estimateurs OLS : ils peuvent ainsi être considérés comme moins stables.

Prenant en considération ce problème, Dagenais et Dagenais (1997) ont développé un nouvel estimateur de la famille des variables instrumentales,  $\beta_H$ . Celui-ci apparaît comme étant une combinaison linéaire matricielle de la version

généralisée de l'estimateur de Durbin (1954),  $\beta_d$ , et de l'estimateur de Pal (1980),  $\beta_p$ . Notre objectif ici de présenter leurs principaux résultats avant de proposer une application de l'estimateur de moments d'ordre supérieur à l'énigme du phénomène de la préférence pour les titres nationaux.

Dans un premier temps, nous rappelons brièvement les problèmes occasionnés par les erreurs sur les variables. L'erreur sur les variables apparaît comme la conséquence de la différence entre la variable observée et la vraie variable, généralement inobservable. Ainsi, presque toutes les variables économiques sont évaluées avec cette erreur. Or, comme il est reconnu dans la littérature économétrique, les conséquences statistiques de la présence d'erreurs sur les variables explicatives sont importantes. En effet, les variables explicatives mesurées avec des erreurs sont corrélées avec les termes d'erreurs. Dans ces conditions, les estimateurs MCO seront biaisés et non convergents.

Afin d'introduire l'estimateur de Dagenais et Dagenais,  $\beta_H$ , nous considérons la régression suivante<sup>45</sup>:

$$Y = \alpha_0 i_N + \tilde{X}\beta_0 + u \quad (5)$$

où  $\tilde{X}$  est une matrice  $N \times K$  contenant les vraies variables stochastiques exogènes mesurées sans erreur. Nous supposons que  $\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{\tilde{X}\tilde{X}'}{N} = Q$  où  $Q$  est une matrice finie non singulière. Le vecteur  $u, N \times 1$ , est le vecteur des résidus (erreurs) avec  $E(u) = 0, E(uu') = \sigma_u^2 I_N$ .  $Y$  est le vecteur,  $N \times 1$ , des observations de la variables

---

<sup>45</sup> Ici nous ne considérons que les erreurs dans les variables indépendantes. Comme il est reconnu dans la littérature économétrique (Voir Davidson et MacKinnom (2004) par exemple), il n'y a pas de biais lorsque seule l'erreur sur la variable dépendante apparaît.

dépendante.  $\beta$  est le vecteur,  $K \times 1$ , à estimer,  $\alpha$  est une constante et  $i$ ,  $N \times 1$ , est un vecteur unitaire.

Généralement,  $\tilde{X}$  est non observable et la matrice  $X$  des variables observées est utilisée comme substitut. L'analyse repose donc sur des mesures plus ou moins adéquates. Cette substitution de  $\tilde{X}$  par les variables observées introduit une matrice d'erreurs sur les variables  $v$  qui peut être représentée par la relation suivante :

$$X = \tilde{X} + v \quad (6)$$

Ici  $v$  est une matrice,  $N \times K$ , des erreurs sur les variables distribuées normalement.

$v$  est supposée non corrélée avec  $u$  et  $cov(v_{ij}, v_{i+k, j'}) = 0, i = 1, \dots, N, j, j' = 1, \dots, K, k \neq 0$ .  $v$  suit donc une loi normale multivariée centrée sur zéro avec une matrice de variance  $\Omega_{vv}$ . Nous pouvons également noter que par définition, nous avons les relations suivantes :

$$v = E(v) + v - E(v), \text{ avec } E(v) = \kappa ; \omega = v - E(v) \text{ et } v = \kappa + \omega$$

Il découle de cette décomposition que la régression (5) peut être réécrite de la façon suivante :

$$\begin{aligned} Y &= \alpha_0 + X\beta_0 + u - v\beta_0 \\ &= \alpha_0 + X\beta_0 + u - \kappa\beta_0 - \omega\beta_0 \\ &= \alpha_0 - \kappa\beta_0 + X\beta_0 + u - \omega\beta_0 \end{aligned} \quad (7)$$

En pratique, l'équation estimée par les moindres carrés ordinaires est la suivante :

$$Y = \alpha i_N + X\beta + \varepsilon \quad (8)$$

avec  $\varepsilon = u - v\beta$

Si nous nous intéressons aux équations (7) et (8), nous pouvons mettre en évidence deux points essentiels. Premièrement, en présence d'erreurs sur les variables, le terme constant de la régression OLS sera biaisé. Deuxièmement, il apparaît clairement que

l'estimateur  $\beta$  est lui aussi biaisé puisque le résidu de l'équation (7) est corrélé avec le terme de la régression.

Si nous appliquons les MCO sur l'équation (8), nous obtenons :

$$\hat{\beta} = \beta + (X'X)^{-1} X' \varepsilon \quad (9)$$

L'estimateur n'est pas convergent :

$$p \lim(\hat{\beta}) = \beta \left[ 1 - \frac{\sigma_v^2}{\sigma_x^2} \right] = \beta(1 - \lambda) \text{ avec } \lambda = \frac{\sigma_v^2}{\sigma_x^2} \leq 1 \quad (10)$$

Nous mettons ainsi pouvons en conclure que les estimateurs des MCO en présence d'erreurs sur les variables sont asymptotiquement biaisés et non convergents. Il apparaît aussi clairement que les erreurs sur les variables tendent à sous-estimer<sup>46</sup>  $\hat{\beta}$ .

Cette démarche reprise du cadre classique uni-varié peut-être facilement appliquée au cadre multi-varié qui nous concerne. Il nous faut simplement mettre en évidence la nature et l'ampleur des biais en calculant les valeurs asymptotiques des estimations ponctuelles  $\hat{\alpha}$  et  $\hat{\beta}$ . Nous obtenons ainsi le résultat suivant :

$$p \lim_{T \rightarrow \infty} \begin{pmatrix} \hat{\alpha} \\ \hat{\beta} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \alpha + \mu_{\tilde{x}} \cdot (\Omega_{\tilde{x}\tilde{x}} + \Omega_{vv})^{-1} \cdot \Omega_{vv} \cdot \beta \\ \beta - (\Omega_{\tilde{x}\tilde{x}} + \Omega_{vv})^{-1} \cdot \Omega_{vv} \cdot \beta \end{pmatrix} \quad (11)$$

Où  $\mu_{\tilde{x}}$  et  $\Omega_{\tilde{x}\tilde{x}}$  sont respectivement un vecteur ligne contenant les moyennes des composantes de  $\tilde{X}$  et la matrice de variance de  $\tilde{X}$  exprimée en déviation par rapport à la moyenne. Cette équation (11) montre que  $\hat{\alpha}$  et  $\hat{\beta}$  convergent vers leurs véritables valeurs  $\alpha$  et  $\beta$  uniquement lorsque les variables sont observées sans erreur. En présence d'erreurs sur les variables, estimations ponctuelles  $\hat{\beta}$  sont sujettes à des biais d'atténuation et de contamination tels qu'évoqués par Cragg

---

<sup>46</sup> Le niveau de sous-estimation dépend de la valeur de  $\lambda$ . Plus  $\lambda$  est proche de 1, plus le problème d'erreurs sur les variables est important.



(1994) et (1997). Le coefficient  $\hat{\alpha}$  est également contaminé à moins que toutes les composantes du vecteur  $\mu_{\tilde{x}}$  soient nulles.

En l'absence d'hypothèses complémentaires, les paramètres du modèle multi-varié avec erreurs sur les variables (5) et (6) ne sont pas identifiés. Le problème d'identification découle de l'équation (11), compatible avec une infinité de combinaisons différentes de  $\beta$  et  $\beta - (\Omega_{\tilde{x}\tilde{x}} + \Omega_{vv})^{-1} \cdot \Omega_{vv} \cdot \beta$ . Une solution standard à ce problème existe. Elle consiste à introduire des restrictions additionnelles sur les moments. Ainsi, s'il existe des variables instrumentales corrélées avec les vraies variables  $\tilde{X}$ , mais non reliées aux erreurs de mesure, l'ajout de cette information peut résoudre le problème d'identification.<sup>47</sup>

Pour pallier ce problème, Dagenais and Dagenais (1997) ont proposé une solution, en introduisant un nouvel estimateur,  $\beta_H$ , qui est une combinaison linéaire de la version généralisée de l'estimateur de Durbin (1954) et de l'estimateur de Pal (1980)<sup>48</sup>.

MacKinnon (1992) suggère d'estimer<sup>49</sup> l'estimateur de Dagenais et Dagenais (1997) en utilisant des régressions artificielles. La contribution de cette procédure est double. Premièrement, nous pouvons tester l'hypothèse ( $H_0$ ) qu'il n'y a pas d'erreurs sur les variables en appliquant un test comparable au test de Durbin-Wu-Hausman. Deuxièmement, si la présence d'erreurs sur les variables est détectée, l'estimateur est corrigé pour tenir compte du biais. Comme nous l'avons mentionné précédemment, Dagenais et Dagenais (1997), ont démontré que cet estimateur de moments d'ordre supérieur (HM),  $\beta_H$ , permettait d'obtenir de meilleurs résultats que les estimateurs

---

<sup>47</sup> Ce paragraphe est repris d'un article que nous avons publié : voir Carmichael, Coën et L'Her (2008), Finance 29 (1), pp 11-12.

<sup>48</sup> La dérivation de cet estimateur figure en annexes.

<sup>49</sup> See also Davidson and MacKinnon (1993).

des MCO. Par ailleurs, si il n'y a aucune erreur sur les variables,  $\beta_H$  et  $\beta_{OLS}$  sont identiques. La procédure utilisée par Dagenais et Dagenais (1997) peut être décrite de la façon suivante. La première étape consiste à construire une estimation des vrais estimateurs. Pour ce faire, nous utilisons K régressions artificielles, avec X comme variable dépendante et les moments d'ordre supérieur de X comme variables indépendantes. X est défini par l'équation suivante :

$$X = (i, z_1, z_2)\Gamma + w \quad (12)$$

Où :

$$z_1 = x * x, \quad z_2 = x * x * x - 3x[E(x'x/N) * I_K]$$

Dagenais et Dagenais (1997) proposent dans leur article plusieurs combinaisons de sept stratégies d'instruments. Nous avons retenu z1 et z2 pour trois raisons. Premièrement, nous cherchons à éviter les biais associés à l'utilisation d'un trop grand nombre de variables instrumentales dans les échantillons finis. Deuxièmement, nous suivons les recommandations de Dagenais et Dagenais (1997) qui, à travers des simulations Monte Carlo, révèlent que les deux catégories d'instruments sont celles qui affichent les erreurs quadratiques moyennes des estimés les plus faibles. Enfin, troisièmement, comme nous le rappelons en annexes, l'estimateur ainsi obtenu est une combinaison linéaire des estimateurs de moments d'ordre supérieur développés par Durbin (1954) et Pal (1980).

Les termes  $x_{ij}$  représentent les éléments de la matrice  $x$  et  $x = AX$  où  $A = I_N - ii'/N$ . La matrice  $x$  représente la matrice  $X$  calculée en déviation par rapport à la moyenne. Le symbole  $*$  représente l'opérateur d'Hadamard de multiplication matricielle élément par élément et N le nombre d'observations.

$\Gamma$  est une matrice,  $N \times K$ , comprenant les estimateurs et  $w$ , une matrice  $N \times K$ , comprenant les termes d'erreurs avec  $E(w) = 0$ . Nous appliquons les MCO sur

$X = (i, z_1, z_2)\Gamma + w$  afin d'obtenir  $\hat{\Gamma}$ , puis nous calculons  $\hat{X} = (i, z_1, z_2)\hat{\Gamma}$ . Nous utilisons la matrice  $\hat{x}$  représentant la matrice  $\hat{X}$  calculée en déviation par rapport à la moyenne et utilisée ici comme matrice d'instruments. Nous utilisons la même démarche pour  $y$  où  $y = AY$ . Dans ces conditions l'estimateur,  $\beta_H$ , peut être écrit de la façon suivante:

$$\beta_H = (\hat{x}'\hat{x})^{-1} \hat{x}'y$$

Avec  $x = (z_1, z_2)\hat{\Gamma} + \hat{w}$  et  $\hat{x}'\hat{w} = 0$ .

L'estimateur,  $\beta_H$ , basé sur les moments croisés d'ordre trois et quatre permet de capter les erreurs de spécification. C'est pourquoi le biais devrait asymptotiquement disparaître alors qu'il restera présent pour l'estimateur des MCO.

L'élément principal de cette approche est  $\hat{w}$ , représentant la différence entre la variable  $X$  observée et la variable  $X$  estimée par.

La deuxième étape consiste à ajouter les  $K$  estimations des erreurs sur les variables dans la régression (8) :

$$Y = \alpha_H i_N + X\beta_H + \hat{w}\beta_w + e \quad (13)$$

où  $\hat{w} = X - \hat{X}$

avec  $\hat{X} = (i, z_1, z_2)\hat{\Gamma}$  et  $X = (i, z_1, z_2)\hat{\Gamma} + \hat{w}$  sous  $H_0$ .

Sous l'hypothèse  $H_0$ , correspondant à l'absence d'erreurs sur les variables, nous avons  $X = \hat{X}$ ;  $\alpha_H = \alpha$ ;  $e = u$ ;  $\beta_w = 0$ ; et  $\beta_H = \beta$  obtenu par MCO.

Finalement, afin de tester l'hypothèse  $H_0$ , nous régressons la variable dépendante  $Y$  sur  $X$  et  $\hat{w}$ . Nous ne pouvons pas rejeter  $H_0$  si tous les coefficients associés aux  $\hat{w}$  sont égaux à zéro;  $\beta_w = 0$  (statistiquement non différent de zéro). Nous utilisons un test de Student pour détecter l'éventuelle présence d'erreurs sur les variables. Nous effectuons ainsi un test sur chacune des variables  $X$  : i.e. nous

testons séparément chacun des éléments du vecteur des paramètres artificiels. Nous utilisons également un test F tel que suggéré par Dagenais et Dagenais (1997)<sup>50</sup>.

Ainsi, afin de résumer la procédure suivie, nous pouvons appliquer la règle de décision suivante. Premièrement, nous testons l'éventuelle présence d'erreurs sur les variables en utilisant la technique des régressions artificielles telle que suggérée par Davidson et Mac Kinnon (1993). Deuxièmement, si nous ne pouvons pas rejeter  $H_0$ , nous utilisons les estimateurs MCO, sinon nous utilisons l'estimateur des moments d'ordre supérieur,  $\beta_H$ , développé par Dagenais et Dagenais (1997).

## 4. Analyse

### 4.1 Les déterminants du phénomène de préférence pour les titres nationaux.

Nous régressons BIAS, le degré de préférence nationale des investisseurs américains par rapport à chaque pays au 31 décembre 1997, sur un vecteur de variables explicatives incluant les barrières à l'investissement internationales mentionnées dans les sections précédentes. À la suite d'Agarwal et Naik (2004) et Fung et Hsieh (2001), nous identifions les variables explicatives en utilisant une régression par étape : «stepwise regression» *“adding and/or deleting variables sequentially depending on the F-value”*<sup>51</sup>. Nous ajoutons ou retranchons une variable explicative au modèle initial défini par la variable USLISTED (mise en évidence par Ahearne et AL. (2004)) et la variable de contrôle (ici GDP). Nous spécifions un niveau de signification de 10% (minimum) pour

---

<sup>50</sup> Voir aussi Dagenais (1994). Ce test converge vers un test de  $\chi^2$  en présence d'hétéroscédasticité (cf Davidson et MacKinnon (2004)).

<sup>51</sup> Agarwal et Naik (2004), pp.74. Cette démarche de sélection des variables explicatives est classique dans la littérature financière consacrée à l'évaluation et à l'analyse de performance des fonds de couverture (hedge funds).

ajouter une variable. Le niveau de signification est établi en utilisant les estimateurs de la matrice de White corrigés pour l'hétéroscédasticité (White (1980) heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimators (HCCME)).

Les résultats de nos régressions multivariées sont reportés dans les tableaux 3A et 3B.

[Insérer tableaux 3A et 3B]

De façon prévisible, la variable USLISTED introduite par Ahearne et al. (2004) apparaît statistiquement significative dans chacune des régressions. La forte relation négative entre USLISTED et BIAS indique que les pays pour lesquels la capitalisation boursière des entreprises listées sur les places financières américaines est forte eu égard à la capitalisation boursière nationale souffrent moins de la préférence américaine pour les titres nationaux. La variable RESTRICT, elle aussi utilisée par Ahearne et al. (2004) apparaît, elle aussi, très significative, laissant apparaître une relation positive avec BIAS. Plus l'intensité des contrôles de capitaux est importante, plus le phénomène de préférence pour les titres financiers est important. Cette mesure développée par Edison et Warnock semble avoir un pouvoir explicatif non négligeable en décembre 1997, année marquée par la crise financière dans le bassin Pacifique. Cette constatation est somme toute conforme aux résultats d'Ahearne et al. (2004). Par contre, il est intéressant de constater que la variable IAS affiche une relation fortement négative avec BIAS. Comme, nous le laissions entendre précédemment les pays adoptant et utilisant les normes IASC sont ceux qui apparaîtront les plus visibles à l'analyse et à l'interprétation des investisseurs américains. En ce sens, la relation

significativement négative avec l'ampleur du phénomène de préférence pour les titres nationaux est conforme à nos attentes.

Par ailleurs, force est de constater que les deux mesures de la qualité des prévisions des analystes financiers n'apportent pas les résultats attendus, qu'il s'agisse de la moyenne absolue des erreurs de prévisions sur l'horizon 1994-1996 ou de la dispersion des erreurs. Nous anticipions une relation positive avec BIAS. Il n'en est rien. Au contraire, nous observons une relation statistiquement négative. Ce résultat tendrait à laisser penser que la qualité de l'information divulguée par les analystes financiers n'aurait finalement pas d'impact sur la composition des portefeuilles, justifiant de facto le doute quant à leur véritable utilité informationnelle. D'aucuns pourraient chercher à relativiser la portée du résultat, de prime abord surprenant et contre-intuitif, en raison du caractère très particulier de l'année 1997 sur les marchés financiers. La crise sans précédent sur les marchés financiers asiatiques a eu des répercussions très importantes sur l'ensemble des places financières. Par ailleurs, comme le montrent Coën et Desfleurs (2004), les analystes n'ont pas été capables d'anticiper cette crise ont fait montre d'un sur-optimisme patent en affichant des erreurs de prévision très importantes. Dans ces conditions relevant d'un caractère exceptionnel, l'absence de relation avec le phénomène de préférence pour les titres nationaux pourrait apparaître comme une exception. En fait, une autre interprétation s'offre à nous : il s'agirait d'une erreur de mesure non détectée par la méthode des moindres carrés ordinaires. Le résultat proposé par une estimation par MCO serait tout simplement erroné. Dans cette perspective, notre recours à une technique d'estimation et de correction pour les erreurs sur les variables trouve toute sa pertinence. D'ailleurs, si nous observons les résultats du Tableau 4B, où

l'estimateur de Dagenais et Dagenais a été utilisé, nous pouvons rapporter deux points importants qui justifient notre démarche. En premier lieu, il y aurait bien une erreur sur la variable pour cette année 1997 (statistiquement significative). En second lieu, après correction, le coefficient apparaît statistiquement positif et donc conforme à nos anticipations. Une étude plus approfondie incluant des années postérieures à cette crise, qui a donné lieu à de nombreuses réformes légales et institutionnelles améliorant la qualité de l'information divulgué sur les marchés financiers, s'impose. En réponse à cette attente, nous avons choisi d'analyser également la composition des portefeuilles des investisseurs américains au 31 Décembre 2001, 2003 et 2004. Comme pour l'année 1997, nous avons calculé une mesure du phénomène de préférence pour les titres nationaux conforme à l'équation (2) et calculé l'erreur de prévision en utilisant l'équation (4) et en proposant d'étudier également l'erreur de prévision avec son signe : i.e.

$$FERE = \frac{e_{j,t(h)}}{|RE_{j,t}|} = \frac{F_{j,t(h)} - RE_{j,t}}{|RE_{j,t}|} \quad (14)$$

Une mesure positive de FERE révèle le caractère optimiste des analystes financiers. Nous revenons sur les résultats de cette étude par la suite.

Par ailleurs, nous observons des résultats très intéressants et encourageants quant aux mesures de l'opacité telles qu'introduites par Bhattacharya et al. (2003). Si les deux mesures représentant respectivement l'agressivité des bénéfices et la tendance à éviter des pertes n'apparaissent dans aucun scénario statistiquement significatives, le signe de leur coefficient tend à montrer que l'opacité des bénéfices pourrait constituer un frein à la diversification internationale. Cette tendance est par contre statistiquement confirmée lorsque l'on considère la mesure

d'opacité associée au lissage des bénéfices. La variable apparaît toujours statistiquement significative au seuil de 5% et parfois au seuil de 1%. Les investisseurs seraient donc sensibles au lissage des bénéfices et afficheraient une préférence nationale marquée à l'égard des pays où ces pratiques sont les plus largement répandues.

Par ailleurs, nous observons que les facteurs culturels et plus particulièrement les facteurs linguistiques n'apparaissent pas significatifs. Il ne nous est pas permis d'écrire que les investisseurs américains tendent à privilégier l'investissement dans les pays de langue anglaise, comme aurait pu nous le laisser penser les résultats obtenus par Dahlquist et Robertsson (2001) et Grinblatt et Keholarju (2001).

Ces résultats sont confirmés par le tableau 3/B dans lequel nous avons cherché à mettre en évidence d'éventuelles erreurs sur les variables. Pour les études suivantes, nous avons également comparé les résultats obtenus par MCO avec ceux obtenus avec l'estimateur de Dagenais et Dagenais (1997). Comme nos résultats reportés dans les tableaux 4/B, 5/B et 6/B le prouvent, nos conclusions sont dans l'ensemble toutes confirmées (malgré des estimés différents).<sup>52</sup> Nous pouvons également mentionner que nous avons également cherché à comparer l'approche des variables instrumentales de moments d'ordre supérieur suggérée par Dagenais et Dagenais (1997) avec des méthodes plus «classiques» telles que la méthode des moments généralisés (GMM, Generalized Method of Moments) et la méthode des doubles moindres carrés (2SLS, Two-Stage Least Squares) pour lesquelles nous avons choisi les mêmes instruments afin de pouvoir effectuer une

---

<sup>52</sup> Cette différence n'a pas d'impact économique majeur ici dans la mesure où nous nous intéressons essentiellement à la significativité statistique des estimés et non à leur valeur contrairement à ce que nous avons fait dans des études consacrées aux modèles d'évaluation des actifs financiers : voir Coën et Racicot (2007) et Carmichael et Coën (2008).



comparaison sur une base commune. Les résultats et les conclusions sont dans l'ensemble confirmés et reportés dans les tableaux 3/C, 4/C, 5/C et 6/C figurant en annexes.<sup>53</sup>

#### **4.2 Les déterminants du phénomène de préférence pour les titres nationaux lorsque certains titres ne sont pas négociables.**

Comme l'ont souligné, Dahlquist et al. (2003), dans de nombreux pays émergents la structure de l'actionnariat reste très souvent concentrée au sein d'un groupe majoritaire dominant. Dans un tel contexte, les actionnaires étrangers n'ont généralement pas accès à l'ensemble des titres effectivement émis. Seule une fraction plus ou moins importante des actions ordinaires serait disponible à l'achat. La prise en considération de cette particularité oblige à redéfinir une mesure mieux adaptée de la préférence pour les titres nationaux, HBIAS.

[Insérer tableaux 4A et 4B]

Comme dans le cas précédent, où nous avons fait abstraction de cet aspect de la gouvernance d'entreprise, nous régressons la variable expliquée, ici HBIAS, sur un vecteur de variables explicatives. Il est à noter que la nouvelle définition de la

---

<sup>53</sup> Ce choix repose sur trois motivations. Premièrement, nous cherchons à comparer les estimés sur une base commune, d'où le recours aux mêmes instruments. Deuxièmement, l'un des intérêts majeurs de l'estimateur de Dagenais et Dagenais réside dans le fait qu'il ne nécessite pas de trouver des instruments autres que ceux donnés par le modèle estimé. Troisièmement, nous avons des échantillons très petits (33 observations dans de nombreux cas), alors que Dagenais et Dagenais parlent de petits échantillons pour 700 observations et de grands échantillons pour 2000 observations et plus : dans notre cas nous sommes loin de ces standards. Pour de grands échantillons et en recourant à des simulations de Monte-Carlo, les estimés obtenus par les différentes techniques d'inférence statistiques devraient converger vers des valeurs beaucoup plus proches. Ce point devrait être observé avec d'autres instruments que ceux donnés par Dagenais et Dagenais (1997). Par ailleurs, comme en témoignent les résultats des estimations, nos résultats par MCO sont dans l'ensemble confirmés par les trois techniques d'inférence utilisées, moments d'ordre supérieur de Dagenais et Dagenais (1997), GMM et 2SLS. Voir sur ce point les tableaux 3/B, 4/B, 5/B, 6/B, 3/C, 4/C, 5/C et 6/C.

préférence est très différente de celle communément admise dans la littérature. Le cas de nombreux pays émergents est sur ce point très révélateur.

Plusieurs résultats confirment nos constations précédentes. La variable USLISTED affiche les mêmes caractéristiques à l'égard de la préférence nationale. Il en est de même pour la variable IAS, encourageant ainsi les efforts réalisés pour l'atteinte d'une meilleure harmonisation comptable à l'échelle internationale.

Par contre les mesures de l'opacité n'apparaissent plus significatives par rapport à cette nouvelle acception de la préférence nationale. Ce résultat pourrait de prime abord apparaître décevant. Sa portée et son interprétation sont pourtant à relativiser. Il est communément admis et démontré dans la littérature économique et financière qu'une structure de l'actionnariat très concentrée serait propice à la rétention et parfois à la manipulation de l'information comptable et financière. Il serait dès lors possible d'associer la forte concentration d'actionnaires majoritaires à des pratiques conduisant à l'opacité. La redéfinition de la préférence pour les titres nationaux telle que proposée par Dahlquist et al. (2003) modifie considérablement la relation qui pourrait exister entre la préférence nationale et l'opacité. Si l'on suppose qu'il existe une relation positive entre la concentration de l'actionnariat dominant et les mesures d'opacité, la relation existant entre la nouvelle définition de la préférence nationale et l'opacité est loin d'être évidente et tend même à rester non identifiée. Cette impression semble confirmée par les résultats obtenus dans nos régressions et mériterait à plus long terme une étude plus approfondie et plus détaillée<sup>54</sup>.

---

<sup>54</sup> Ce point pourra être étudié dans des recherches futures sous condition de disponibilité des données.

Pourtant le résultat le plus significatif est à porter au crédit des variables financières et plus particulièrement de la variable ABSFERE, mesurant la moyenne des erreurs absolues des prévisions de bénéfices. Dans l'ensemble des régressions effectuées, elle apparaît statistiquement significative au seuil de 5% et parfois même au seuil de 1%. Il y aurait donc un lien entre la qualité et la précision diffusées par les analystes financiers et la préférence nationale. Alors que nous étions en droit d'attendre une relation positive entre la variable ABSFERE et la variable BIAS, nous pouvons actuellement anticiper une relation négative. Afin de mieux appréhender la fraction des actions ordinaires qui était effectivement disponible aux actionnaires étrangers, nous avons pris en considération la structure de l'actionnariat et redéfini une nouvelle mesure de la préférence pour les titres nationaux. La préférence américaine pour les titres nationaux apparaît beaucoup plus faible à l'encontre des pays où l'actionnariat dominant est très concentrée. Généralement la nouvelle mesure de la préférence pour les titres nationaux représente moins de 50% de la mesure initiale pour ces pays. Or, force est de constater que ces pays sont généralement des pays émergents. Les études menées sur la performance des analystes financiers ont démontré que les erreurs de prévisions commises sur ces pays étaient souvent importantes. Certaines études allant jusqu'à remettre en cause la véritable utilité des analystes financiers sur ces marchés. Dans ces conditions, nous pouvons anticiper une relation négative. Nos résultats confirment très significativement cette anticipation. Les pays où l'actionnariat dominant est très concentré sont ceux qui limitent la fraction d'actions ordinaires disponible aux investisseurs étrangers : les investisseurs américains affichent une préférence nationale contrainte plus faible à leur encontre. Ces pays seraient également les pays les moins enclins à divulguer et à améliorer la qualité de l'information comptable et financière.

Nous pouvons également noter que les variables introduites par La Porta et al. qui n'étaient pas statistiquement significatives dans l'étude de Ahearne et al. (2004), le sont avec cette nouvelle définition de la préférence pour les titres nationaux. C'est le cas notamment des mesures de répudiation et de corruption, statistiquement significatives au seuil de 5%.

#### **4.3 Les déterminants du phénomène de préférence pour les titres nationaux : le poids des analystes financiers et des variables comptables<sup>55</sup>**

Afin d'analyser plus en détails le rôle des analystes financiers dans l'explication du phénomène de préférence pour les titres nationaux, nous avons étudié la composition du portefeuille d'un investisseur américain représentatif sur 3 années supplémentaires : au 31 décembre 2001, 2003 et 2004.

[Insérer tableau 1B]

Pour chaque année, nous avons calculé une mesure du phénomène en reprenant l'équation (2) et utilisé deux mesures de la qualité des prévisions des analystes financiers, ABSFERE et FERE, données respectivement par les équations (4) et (13). Nous avons ici choisi d'utiliser des données de panel et régressé la variable BIAS pour les années 1997, 2001, 2003 et 2004 (soit 163 observations), sur les variables comptables et financières en contrôlant pour la corrélation (variable

---

<sup>55</sup> Nous avons limité notre étude à ces seules variables car elles constituent notre principal apport. Nous avons exclu les variables RESTRICT et USLISTED, pour trois raisons. Premièrement, elles ont été mises en évidence par Ahearne et al. (2004). Deuxièmement, elles sont difficilement disponibles. Troisièmement leur importance pourrait masquer le rôle des variables comptables et financières. D'autres variables utilisées, notamment les variables associées à l'opacité ont été testées, mais elles ne sont pas statistiquement significatives et n'ont donc pas été retenues : elles ne sont pas présentées dans les tableaux 5.

COR) et le rendement ajusté pour le risque servi par les places financières (variable SHARPE : indice de Sharpe (1964))<sup>56</sup>.

[Insérer tableaux 5A et 5B]

Comme le révèlent les résultats du tableau 5A, les variables ABSFERE et FERE, sont toutes les deux statistiquement significatives et positives au seuil de 1%. Avec les variables de contrôle, elles expliquent environ 15% de la variation de la mesure du phénomène de préférence pour les titres nationaux pour un investisseur américain sur un horizon de 4 années. Plus les erreurs de prévisions sont élevées plus le phénomène est important toutes choses égales par ailleurs. Ce résultat confirme donc empiriquement l'hypothèse de l'asymétrie informationnelle comme explication à l'énigme de la préférence nationale. À notre connaissance, il s'agit de la seule étude mettant en évidence empiriquement ce lien sur un horizon aussi long. À l'aune de ce résultat, il apparaît que les analystes financiers ont un rôle non négligeable dans la composition des portefeuilles. C'est ce point que nous avons tenu à rappeler dans cette étude.

Par ailleurs, nous avons également voulu faire écho aux résultats obtenus par Dahlquist et al. (2003) en utilisant les indices de gouvernance développés par la Banque Mondiale (Kaufmann, Kraay et Mastruzzi (2006) et Kaufmann (2006)) pour les 4 années de notre échantillon. Les indices sont les suivants : voice accountability (VAC), political stability (POL), gouvernement effectiveness (GOV),

---

<sup>56</sup> Il s'agit de l'indice de Sharpe (1964) classique : rendement excédentaire sur écart-type du rendement.

$$Sharpe = \frac{E(R_i) - R_f}{\sigma_i}$$

. E représente l'espérance mathématique,  $R_i$ , le rendement en dollars US

de l'indice de marché et  $R_f$ , le taux sans risque des bons du trésor à un mois. Nous avons également utilisé la variable GDP, comme variable de contrôle mais celle-ci n'étant pas statistiquement significative pour notre échantillon n'a pas été retenue.

regulatory quality (REG), rule of law (RUL), control of corruption (CRP), corporate illegal corruption index component index (CIC), corporate legal corruption index component (CLC), corporate ethics index (CEI), public sector ethics index (PSE), judicial legal effectiveness index (JLE), corporate governance index (CGI). Les résultats reportés dans le tableau 5 montrent que la gouvernance a un impact sur la composition des portefeuilles. Plus les pays affichent des indices de bonne gouvernance (CIC, CEI, PSE, JLE et CGI), plus les investisseurs américains sont enclins à investir dans leurs entreprises diminuant ainsi le phénomène de préférence pour les titres nationaux. Les coefficients statistiquement négatifs associés aux variables l'attestent.

Afin de confirmer l'importance des prévisions des analystes financiers sur la composition des portefeuilles, nous proposons à présent d'étudier le phénomène de préférence pour les titres nationaux pour un échantillon de 6 pays développés représentant les principales capitalisations boursières : France, Allemagne, Japon, Pays-Bas, Suisse et Royaume-Uni.

#### **4.4 Préférence pour les titres nationaux, prévisions des analystes financiers et variables comptables : perspectives internationales.**

À partir des données du Fonds Monétaire International (IMF's Coordinated Portfolio Investment Survey : CPIS), nous calculons la mesure du phénomène de préférence pour les titres nationaux pour les 6 pays précités pour les années 2001, 2003 et 2004 (équation 2). Nous reprenons les variables associées aux prévisions des analystes financiers, ABSFERE (4) et FERE (13) et les variables associés à l'opacité des bénéfices introduites par Bhattacharya (2003) et al. et Leuz et al. (2003). Comme précédemment, nous avons utilisé GDP, COR (corrélation entre les indices boursiers nationaux) et SHA (indice de Sharpe de l'indice national),

comme variables de contrôle et retenu les variables statistiquement significatives :  
i.e. la corrélation entre les rendements des places boursières ici<sup>57</sup>.

[Insérer tableaux 6A et 6B]

Le pouvoir explicatif de la qualité et de la précision des prévisions des analystes financiers sur l'énigme du phénomène de préférence pour les titres nationaux est confirmé : les variables ABSFERE et FERE apparaissent statistiquement positives. Par ailleurs, nos résultats révèlent que la composition des portefeuilles pour les 6 pays considérés est sensible aux mesures d'opacité et à la manipulation des bénéfices. Contrairement au cas américain où la variable associée (SMOOTH) au lissage des bénéfices apparaissait statistiquement très significative (plus les bénéfices sont lissés plus le phénomène est faible et moins l'énigme est importante), ici ce sont les variables associées à l'agressivité des bénéfices, EAROPAC, et au report des pertes, LOSSAV qui apparaissent très significatives au seuil de 1%. Les coefficients de ces valeurs sont statistiquement positifs car les mesures de Bhattacharya et al. (2003) sont négatives. L'énigme est donc d'autant plus faible que les entreprises tendent à reporter plus rapidement les gains économiques que les pertes et évitent de reporter ces dernières : preuve s'il en était encore besoin de l'importance cruciale de l'asymétrie informationnelle dans l'explication de l'énigme. Nous confirmons ainsi l'importance de la notion d'opacité, telle qu'elle a été mise en évidence au niveau macro-économique par Gelos et Wei (2005) dans une étude récente menée sous l'égide du Fonds

---

<sup>57</sup> Nous comptons 89 observations : 30 observations en 2001 et en 2003 et 29 en 2004. Les données sur la détention de titres japonais par les investisseurs suisses ne sont pas disponibles pour l'année 2004.

Monétaire International sur les flux de capitaux et la composition des portefeuilles.

## **5. Conclusions**

Dans ce chapitre nous avons étudié le phénomène de préférence pour les titres financiers (actions) nationaux, tel qu'affiché par un investisseur américain au 31 décembre 1997. Nous avons par la suite considéré trois années supplémentaires afin de confirmer nos résultats : 2001, 2003 et 2004. Nous avons considéré et la mesure de la préférence définie par Ahearne et al. (2004) et la mesure de la préférence développée par Dahlquist et al. (2003). Alors que la première est conforme à l'acception généralement admise dans la littérature économique et financière, la seconde a permis d'introduire le fait que certaines actions ne peuvent pas être détenues par les investisseurs non dominants ; il faut donc redéfinir une mesure de la préférence nationale.

Nous avons choisi dans cet article de mettre en évidence les explications relatives à l'asymétrie informationnelle. Nous avons dans un premier temps confirmé les résultats récents de Ahearne et al. (2004) et ce pour les deux mesures de la préférence nationale. Nos résultats ont notamment confirmé que les pays pour lesquels la capitalisation boursière des entreprises listées sur les places financières américaines est forte eu égard à la capitalisation boursière nationale souffrent moins de la préférence américaine pour les titres nationaux. Par ailleurs, en utilisant un estimateur de moment d'ordre supérieur à deux, nous avons montré que les variables utilisées pour expliquer l'énigme de la préférence pour les titres nationaux ne souffraient pas d'erreurs de mesure, statistiquement significatives : sauf dans le cas de la variable associée aux prévisions des analystes financiers



pour l'année 1997. Cette observation tend à justifier notre démarche et à valider et confirmer nos résultats.

Il s'agit d'une des très rares études où une place prépondérante a été accordée aux variables comptables. Nos résultats permettent d'établir des conclusions qui méritent d'être développées dans de prochaines études. Ainsi l'adoption des normes IASC semble contribuer significativement à l'amélioration de la divulgation de l'information comptable et financière. Les nombreux efforts entrepris dans cette voie depuis deux décennies semblent ici récompensés : les investisseurs américains afficheraient une préférence nationale plus faible à l'encontre des pays utilisant les normes IASC. Par ailleurs, nous avons étudié le lien potentiel entre la préférence nationale et l'opacité des bénéfices à travers trois mesures : l'agressivité des bénéfices ("*earnings aggressiveness*"), la tendance à éviter de reporter les pertes ("*loss avoidance*") et le lissage des bénéfices ("*earnings smoothings*"). Nous avons montré qu'il existait une relation très significative entre le lissage des bénéfices et la préférence pour les titres nationaux pour les investisseurs américains. Pour les investisseurs de six autres pays développés (Allemagne, France, Japon, Pays-Bas, Royaume-Uni et Suisse) l'agressivité des bénéfices et plus encore la tendance à éviter de reporter les pertes contribuent à expliquer l'énigme. Nous confirmons ainsi par une illustration empirique le rôle de l'asymétrie informationnelle dans la compréhension de ce phénomène, là où de très nombreuses études se sont limitées à des apports théoriques.

Enfin, nous avons montré qu'il existait également un lien significatif entre la qualité des prévisions des analystes et le phénomène de préférence pour les titres

nationaux (et ce pour les deux mesures considérées). Celui-ci apparaît clairement en 1997 lorsque l'estimateur des moments d'ordre supérieur est utilisé. L'année 1997 étant marquée par une crise financière sans précédent dans le bassin Pacifique, nous avons également étudié la composition des portefeuilles pour trois années supplémentaires (2001, 2003, 2004) et pour les États-Unis et pour les six pays mentionnés plus avant. Les résultats confirment notre hypothèse : plus la qualité et la précision des prévisions des analystes financiers sont faibles plus le phénomène de préférence pour les titres nationaux est important, *ceteris paribus*. Les mesures associées à la gouvernance telles que développées par La Porta et al. (1999) (corruption et répudiation) et plus récemment par Kaufmann et al. (2006) sous l'égide de la Banque Mondiale apparaissent elles aussi statistiquement significatives pour les investisseurs américains.

Ces résultats encourageants devraient nous permettre d'envisager une approche plus microéconomique à l'étude de l'énigme de la préférence pour les titres financiers nationaux et compléter ainsi les conclusions de l'approche macroéconomique. Nous laissons cet axe pour de futures recherches.

**Tableau 1****US portfolio holdings and international stock market measures, 31st December 1997.**

<b>Country</b>	<b>Weight for all Investors (%)</b>	<b>World Market Portfolio Weight (%)</b>	<b>Bias Relative to Market</b>
Argentina	0.098	0.26	0.6231
Australia	0.237	1.297	0.8173
Austria	0.028	0.157	0.8217
Belgium	0.046	0.601	0.9235
Brazil	0.239	1.12	0.7866
Canada	0.539	2.49	0.7835
Chile	0.035	0.316	0.8892
China	0.017	0.905	0.9812
Czech Republic*	0.006	0.056	0.8929
Denmark	0.068	0.411	0.8345
Egypt*	0.006	0.091	0.9341
Finland	0.113	0.322	0.6491
France	0.647	2.958	0.7813
Germany	0.495	3.619	0.8632
Greece	0.012	0.15	0.9200
Hong Kong	0.214	1.813	0.8820
Hungary*	0.027	0.066	0.5909
India	0.047	0.563	0.9165
Indonesia	0.019	0.128	0.8516
Ireland	0.107	0.217	0.5069
Israel	0.054	0.199	0.7286
Italy	0.316	1.512	0.7910
Japan	1.038	9.722	0.8932
Jordan*	0	0.024	1.0000
Korea	0.034	0.184	0.8152
Luxembourg*	0.041	0.149	0.7248
Malaysia	0.036	0.411	0.9124
Mexico	0.266	0.687	0.6128
Morocco*	0.002	0.053	0.9623
Netherlands	0.814	2.056	0.6041
New Zealand	0.04	0.134	0.7015
Norway	0.072	0.292	0.7534
Pakistan	0.009	0.048	0.8125
Peru	0.018	0.077	0.7662
Phillippines	0.022	0.138	0.8406
Poland	0.012	0.053	0.7736
Portugal	0.053	0.171	0.6901
Singapore	0.078	0.466	0.8326
Slovakia*	0	0.008	1.0000
South Africa	0.076	1.018	0.9253
Spain	0.192	1.274	0.8493
Sri Lanka	0.001	0.009	0.8889
Sweden	0.295	1.196	0.7533
Switzerland	0.471	2.523	0.8133
Taiwan	0.038	1.262	0.9699
Thailand	0.016	0.103	0.8447
Turkey	0.046	0.268	0.8284
United Kingdom	1.656	8.755	0.8109
Venezuela	0.015	0.064	0.7656
Zimbabwe*	0.001	0.009	0.8889

Data are from Treasury Department and Federal Reserve Board, 2003. United States Holdings of Foreign Long-Term Securities as of December 31, 1997. BIAS, bias relative to market is computed following Ahearne et al. (2004). Countries followed by an asterisk are not considered in the sample used for regressions with 42 observations.

**Tableau 2**

**US portfolio holdings and international stock market measures, 31st December 1997 when not all shares are available for purchase by portfolio investors.**

<b>Country</b>	<b>Weight for Portfolio Investors (%)</b>	<b>World Portfolio Weight (%)</b>	<b>Bias Relative to Float</b>
Argentina	0.127	0.157	0.1911
Australia	0.307	1.245	0.7534
Austria	0.036	0.09	0.6000
Belgium	0.06	0.406	0.8522
Brazil	0.31	0.47	0.3404
Canada	0.699	1.627	0.5704
Chile	0.045	0.142	0.6831
China	0.022	0.361	0.9391
Czech Republic*	0.008	0.016	0.5000
Denmark	0.088	0.393	0.7761
Egypt*	0.008	0.069	0.8841
Finland	0.147	0.314	0.5318
France	0.839	2.343	0.6419
Germany	0.642	2.555	0.7487
Greece	0.016	0.047	0.6596
Hong Kong	0.278	1.326	0.7903
Hungary*	0.035	0.042	0.1667
India	0.061	0.429	0.8578
Indonesia	0.025	0.051	0.5098
Ireland	0.139	0.24	0.4208
Israel	0.07	0.106	0.3396
Italy	0.41	1.206	0.6600
Japan	1.347	7.651	0.8239
Jordan*	0	0.011	1.0000
Korea	0.0444	0.143	0.6895
Luxembourg*	0.053	0.063	0.1587
Malaysia	0.047	0.251	0.8127
Mexico	0.345	0.648	0.4676
Morocco*	0.003	0.035	0.9143
Netherlands	1.056	1.74	0.3931
New Zealand	0.052	0.039	-0.3333
Norway	0.093	0.22	0.5773
Pakistan	0.012	0.014	0.1429
Peru	0.023	0.031	0.2581
Phillippines	0.029	0.086	0.6628
Poland	0.016	0.024	0.3333
Portugal	0.069	0.142	0.5141
Singapore	0.101	0.256	0.6055
Slovakia*	0	0.005	1.0000
South Africa	0.099	0.612	0.8382
Spain	0.249	0.942	0.7357
Sri Lanka	0.001	0.009	0.8889
Sweden	0.383	1.207	0.6827
Switzerland	0.611	2.394	0.7448
Taiwan	0.049	1.253	0.9609
Thailand	0.021	0.056	0.6250
Turkey	0.06	0.1	0.4000
United Kingdom	2.148	10.072	0.7867
Venezuela	0.019	0.031	0.3871
Zimbabwe*	0.001	0.007	0.8571

Data are from Treasury Department and Federal Reserve Board, 2003. United States Holdings of Foreign Long-Term Securities as of December 31, 1997. HBIAS, bias relative to float is computed following Dahlquist et al. (2003). Countries followed by an asterisk are not considered in the sample used for regressions with 42 observations.

**Tableau 1 /B****US portfolio holdings and international stock market measures, 31st December 2001, 2003, 2004.**

<b>Country</b>	<b>Home Bias: December 2001</b>	<b>Home Bias: December 2003</b>	<b>Home Bias: December 2004</b>
Argentina	0.9920	0.9565	0.9435
Australia	0.8032	0.7826	0.8351
Austria	0.9026	0.8478	0.7629
Belgium	0.8986	0.8696	0.9458
Brazil	0.7674	0.6957	0.7064
Canada	0.7456	0.6305	0.6545
Chile	0.9324	0.9565	0.9503
China	0.9901	0.9565	0.9593
Colombia	0.9781	0.9783	0.9752
Czech Republic	0.9046	0.8478	0.8645
Denmark	0.8430	0.8261	0.7832
Egypt	0.9722	0.9565	0.9368
Finland	0.4653	0.5435	0.5844
France	0.8092	0.7826	0.7990
Germany	0.8668	0.7826	0.7651
Greece	0.9364	0.9131	0.8735
Hong Kong	0.8807	0.8913	0.9074
Hungary	0.6740	0.6957	0.6454
India	0.8768	0.8478	-0.3551
Indonesia	0.8688	0.8261	0.8125
Ireland	0.2506	0.4349	0.3586
Israel	0.6223	0.5218	0.5483
Italy	0.8728	0.8696	0.8351
Japan	0.8489	0.8261	0.7967
Korea	0.7336	0.6740	0.6499
Luxembourg	0.8032	0.6522	0.6567
Malaysia	0.9583	0.9565	0.9232
Mexico	0.5865	0.5001	0.5077
Netherlands	0.5110	0.4783	0.5054
New Zealand	0.7754	0.7392	0.7561
Norway	0.7734	0.7174	0.7109
Pakistan	0.9662	0.9783	0.9910
Peru	0.9185	0.8478	0.9255
Philippines	0.9364	0.8478	0.8261
Poland	0.9086	0.9131	0.9029
Portugal	0.8370	0.8478	0.8306
Russia	0.8787	0.8696	0.9097
Singapore	0.6382	0.6740	0.6838
South Africa	0.9046	0.8696	0.8939
Spain	0.8628	0.8696	0.8487
Sri Lanka	0.9483	0.9783	0.9819
Sweden	0.7933	0.7826	0.7696
Switzerland	0.7118	0.6522	0.6228
Taiwan	0.8668	0.8478	0.8238
Thailand	0.8946	0.8913	0.8826
Turkey	0.9046	0.8696	0.8713
United Kingdom	0.6859	0.6305	0.6341
Venezuela	0.8887	0.7609	0.7651

Data are from Treasury Department and Federal Reserve Board, 2006. Explanatory variables tested are available for 44 countries in 1997, 42 countries in 2001, 39 countries in 2003 and 38 countries in 2004. In 1997 data for the Czech Republic, Egypt, Hungary and Russia are not available. In 2001 data for Greece, Indonesia, Malaysia, Mexico, Philippines and Thailand are not available. In 2003 data for Greece, Indonesia, Luxembourg, Malaysia, Mexico, Pakistan, Philippines, Sri Lanka and Thailand are not available. In 2004 data for Greece, Indonesia, Luxembourg, Malaysia, Mexico, Pakistan, Philippines, Sri Lanka, Thailand and Venezuela are not available.

**Tableau 3/A**

**The determinants of home bias in U.S. holdings of equities.**

<b>12/31/97</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>	<b>(6)</b>	<b>(7)</b>	<b>(8)</b>	<b>(9)</b>
<b>GDP</b>	3.41E-02*** (7.49E-03)	1.98 E-02*** (8.28 E-03)	2.68 E-02*** (8.00 E-03)	2.45 E-02*** (8.47 E-03)	2.82 E-02*** (8.17 E-03)	2.45 E-02*** (9.43 E-03)	2.54 E-02*** (8.47 E-03)	1.93 E-02*** (8.54 E-03)	2.35 E-02*** (8.67 E-03)
<b>USLISTED</b>	-0.329*** (0.055)	-0.340*** (0.058)	-0.398*** (0.063)	-0.402*** (0.065)	-0.362*** (0.071)	-0.320*** (0.069)	-0.344*** (0.065)	-0.354*** (0.060)	-0.364*** (0.062)
<b>RESTRICT</b>	0.070** (0.034)	0.097 (0.060)							0.098* (0.055)
<b>IAS</b>		-0.064** (0.026)	-0.049* (0.025)	-0.051** (0.024)				-0.042** (0.024)	-0.053** (0.024)
<b>DISPER</b>			-0.652 (0.410)						
<b>ABSFERE</b>				-0.366* (0.211)					-0.307 (0.202)
<b>EAROPAC</b>					-0.169 (0.211)				
<b>LOSSAV</b>						0.069 (0.079)			
<b>SMOOTH</b>							-0.106*** (0.012)	-0.089*** (0.014)	-0.065*** (0.014)
<b>N</b>	42	33	33	33	33	33	33	33	33
<b>ADJ. R2</b>	0.569	0.585	0.602	0.598	0.499	0.516	0.592	0.620	0.645

Dependent variable is BIAS. Constants are included but not reported. White (1980) standard errors are in parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1, 5, and 10% levels respectively.

**Tableau 4/A**

**The determinants of home bias in U.S. holdings of equities when not all shares are available for purchase by portfolio investors.**

<b>12/31/97</b>	<b>(1)</b>	<b>(2)</b>	<b>(3)</b>	<b>(4)</b>	<b>(5)</b>	<b>(6)</b>	<b>(7)</b>	<b>(8)</b>	<b>(9)</b>
<b>GDP</b>	0.100*** (3.15 E-02)	4.09 E-02*** (1.40 E-02)	0.065 E-02*** (1.73 E-02)	6.12 E-02*** (1.20 E-02)	4.96 E-02*** (1.26 E-02)	5.37 E-02*** (1.08 E-02)	4.96 E-02*** (1.12 E-02)	4.27 E-02*** (1.35 E-02)	3.84 E-02*** (1.21 E-02)
<b>USLISTED</b>	-0.334** (0.167)	-0.194 (0.126)	-0.311** (0.118)	-0.342*** (0.118)	-0.328** (0.131)	-0.404*** (0.110)	-0.365*** (0.116)	-0.411*** (0.109)	-0.396*** (0.110)
<b>RESTRICT</b>	0.288*** (0.090)	0.279* (0.162)	0.273* (0.146)	0.336** (0.136)	0.401*** (0.141)	0.414*** (0.139)	0.478*** (0.133)	0.353*** (0.113)	0.361*** (0.110)
<b>IAS</b>		-0.137** (0.059)	-0.121** (0.049)	-0.131*** (0.05073)	-0.118** (0.042)	-0.107*** (0.0388)	-0.131*** (0.040)	-0.108** (0.040)	-0.104** (0.039)
<b>DISPER</b>			-2.209*** (0.635)						
<b>ABSFERE</b>				-1.552*** (0.347)	-1.253*** (0.399)	-1.415*** (0.389)	-1.226*** (0.310)	-1.224*** (0.440)	-1.271*** (0.348)
<b>REPUD</b>									0.052** (0.022)
<b>EXPRO</b>								0.051* (0.0309)	
<b>RULELAW</b>						0.030* (0.017)			
<b>ENFORCE</b>					0.023* (0.012)				
<b>CORRUPT</b>							0.035** (0.014)		
<b>N</b>	42	33	33	33	33	33	33	33	33
<b>ADJ. R2</b>	0.223	0.201	0.367	0.444	0.502	0.541	0.587	0.530	0.575

Dependent variable is HBIAS. Constants are included but not reported. White (1980) standard errors are in parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1, 5, and 10% levels respectively.

**Tableau 5/A**

**The determinants of home bias in U.S. holdings of equities: Panel data 31<sup>st</sup> December 1997, 2001, 2003 and 2004**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<b>COR</b>	<b>-0.224***</b> (0.056)	<b>-0.224***</b> (0.056)	<b>-0.195***</b> (0.051)	<b>-0.184***</b> (0.049)	<b>-0.172***</b> (0.050)	<b>-0.155**</b> (0.062)	<b>-0.151***</b> (0.056)
<b>SHARPE</b>	<b>-0.0022***</b> (0.0008)	<b>-0.0020***</b> (0.0008)	<b>-0.0023***</b> (0.0008)	<b>-0.0022***</b> (0.0008)	<b>-0.0022***</b> (0.0008)	<b>-0.0021***</b> (0.0008))	<b>-0.0021***</b> (0.0008)
<b>ABSFERE</b>	<b>0.507***</b> (0.142)						
<b>FERE</b>		<b>0.383***</b> (0.129)					
<b>CEI</b>			<b>-1.12 E-03**</b> (5.18 E-04)				
<b>CIC</b>				<b>-1.10 E-03**</b> (4.67 E-04)			
<b>PSE</b>					<b>-1.25 E-03***</b> (4.34 E-04)		
<b>JLE</b>						<b>-1.47 E-03***</b> (3.82 E-04)	
<b>CGI</b>							<b>-1.80 E-03***</b> (4.36 E-04)
N	163	163	163	163	163	163	163
ADJ. R2	0.153	0.141	0.110	0.114	0.121	0.136	0.138

Dependent variable is BIAS. Constants are included but not reported. White (1980) standard errors are in parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1, 5, and 10% levels respectively.



**Tableau 6/A**

**The determinants of home bias in international holdings of equities: Panel data 31<sup>st</sup> December 2001, 2003 and 2004. Evidence from France, Germany, Japan, Netherlands, Switzerland and United Kingdom.**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>COR</b>	<b>-1.919***</b> (0.172)	<b>-1.891***</b> (0.169)	<b>-1.662***</b> (0.184)	<b>-1.657***</b> (0.181)	<b>-1.622***</b> (0.182)
<b>LOSSAV</b>	<b>8.078***</b> (1.585)	<b>9.079***</b> (1.654)	<b>7.867***</b> (1.472)	<b>9.059***</b> (1.586)	<b>8.661***</b> (1.496)
<b>ABSFERE</b>	<b>1.300*</b> (0.683)				<b>1.316**</b> (0.641)
<b>FERE</b>		<b>2.225**</b> (0.857)		<b>1.588*</b> (0.850)	
<b>EAROPAC</b>			<b>11.497***</b> (3.324)	<b>9.866***</b> (3.390)	<b>11.541***</b> (3.262)
N	89	89	89	89	89
ADJ. R2	0..603	0.629	0.637	0.647	0.650

Dependent variable is BIAS. Constants are included but not reported. White (1980) standard errors are in parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1, 5, and 10% levels respectively.

**Tableau 3/B: The determinants of home bias in U.S. holdings of equities using higher moment estimators**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
GDP	0.032*** (0.006)	0.017 (0.016)	0.023* (0.012)	0.050** (0.021)	0.025*** (0.005)	0.023*** (0.007)	0.022*** (0.006)	0.014 (0.016)	0.017** (0.022)
$\hat{w}$	(0.032) (0.062)	0.028 (0.077)	0.082 (0.079)	0.019 (0.072)	0.057 (0.092)	0.064 (0.082)	0.078 (0.078)	0.081 (0.068)	0.077 (0.090)
USLISTED	-0.367*** (0.074)	-0.327*** (0.090)	-0.508*** (0.167)	-0.544*** (0.099)	-0.410*** (0.084)	-0.367*** (0.085)	-0.385*** (0.082)	-0.387*** (0.068)	-0.389*** (0.079)
$\hat{w}$	0.122 (0.118)	0.015 (0.149)	0.097 (0.169)	0.077 (0.146)	0.103 (0.126)	0.105 (0.161)	0.093 (0.115)	0.067 (0.125)	0.020 (0.153)
RESTRICT	0.061 (0.038)	0.078 (0.075)							0.115 (0.075)
$\hat{w}$	-0.274 (0.261)	0.073 (0.483)							0.454 (0.649)
IAS		-0.045 (0.040)	-0.047* (0.025)	-0.049** (0.023)				-0.043* (0.025)	-0.053** (0.026)
$\hat{w}$		3.05E+13 (4.64E+13)	-1.76E+13 (2.31E+13)	-9.80E+12 (6.82E+12)				6.46E+11 (2.44E+12)	1.97E+12 (4.47E+12)
DISPER			-1.341* (0.746)						
$\hat{w}$			0.542 (0.857)						
ABSFERE				1.630** (0.607)					-0.530 (0.363)
$\hat{w}$				1.485** (0.654)					0.053 (0.522)
EAROPAC					-0.372* (0.205)				
$\hat{w}$					0.301 (0.850)				
LOSSAV						0.047 (0.092)			
$\hat{w}$						0.051 (0.090)			
SMOOTH							-0.105** (0.013)	-0.161 (0.278)	-0.130 (0.190)
							-0.090 (0.442)	0.107 (0.545)	-0.588 (0.577)
N	42	33	33	33	33	33	33	33	33
Adj. R2	0.562	0.531	0.569	0.631	0.471	0.492	0.585	0.594	0.597

Dependent variable is BIAS. Constants are included but not reported. Standard errors are in parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1, 5, and 10% levels respectively. We run the regression (equation 12) to analyse eventual errors in variables, using higher moment (HM) instrumental variable estimators.

Tableau 3/C

## The determinants of home bias in U.S. holdings of equities: GMM and TSLS

12/31/97	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
<b>GDP</b>	<b>2.84E-02***</b> <i>3.19 E-02***</i>	<b>1.66 E-02***</b> <i>1.83 E-02***</i>	<b>2.45 E-02**</b> <i>2.39 E-02**</i>	<b>2.83 E-02***</b> <i>2.78 E-02***</i>	<b>2.52 E-02***</b> <i>2.53 E-02***</i>	<b>2.66 E-02***</b> <i>2.27 E-02***</i>	<b>2.45 E-02***</b> <i>2.19 E-02***</i>	<b>1.76 E-02***</b> <i>1.51 E-02**</i>	<b>2.16 E-02***</b> <i>2.44 E-02***</i>
<b>USLISTED</b>	<b>-0.386***</b> <i>-0.367***</i>	<b>-0.367***</b> <i>-0.360***</i>	<b>-0.414***</b> <i>-0.358***</i>	<b>-0.503***</b> <i>-0.455***</i>	<b>-0.310***</b> <i>-0.410***</i>	<b>-0.402***</b> <i>-0.367***</i>	<b>-0.425***</b> <i>-0.387***</i>	<b>-0.398***</b> <i>-0.383***</i>	<b>-0.397***</b> <i>-0.378***</i>
<b>RESTRICT</b>	<b>0.051*</b> <i>0.061*</i>	<b>0.107**</b> <i>0.089</i>							<b>0.083**</b> <i>0.101*</i>
<b>IAS</b>		<b>-0.067***</b> <i>-0.065***</i>	<b>-0.05*</b> <i>-0.027*</i>	<b>-0.058***</b> <i>-0.048*</i>				<b>-0.050***</b> <i>-0.045*</i>	<b>-0.048***</b> <i>-0.054**</i>
<b>DISPER</b>			<b>-0.794*</b> <i>-1.135**</i>						
<b>ABSFERE</b>				<b>-1.178***</b> <i>0.954*</i>					<b>-0.390***</b> <i>-0.521**</i>
<b>EAROPAC</b>					<b>-0.324**</b> <i>-0.371**</i>				
<b>LOSSAV</b>						<b>0.017</b> <i>0.046</i>			
<b>SMOOTH</b>							<b>-0.092***</b> <i>-0.105***</i>	<b>-0.080***</b> <i>-0.088***</i>	<b>-0.065***</b> <i>-0.048*</i>
N	<b>42</b>	<b>33</b>	<b>33</b>	<b>33</b>	<b>33</b>	<b>33</b>	<b>33</b>	<b>33</b>	<b>33</b>
ADJ. R2	<b>0.553</b> <i>0.562</i>	<b>0.579</b> <i>0.582</i>	<b>0.598</b> <i>0.537</i>	<b>0.370</b> <i>0.481</i>	<b>0.488</b> <i>0.487</i>	<b>0.474</b> <i>0.506</i>	<b>0.551</b> <i>0.582</i>	<b>0.605</b> <i>0.614</i>	<b>0.637</b> <i>0.629</i>

Dependent variable is BIAS. Constants are included but not reported. White (1980) matrix for standard errors was used. Estimates obtained with GMM are in bold. Estimates obtained after TSLS are in italics. GMM: General Method of Moments; TSLS: Two Stages Least Squares. \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1, 5, and 10% levels respectively.

**Tableau 4/B: The determinants of home bias when some shares are not available for investors using higher moment**

**estimators** Dependent variable is HBIAS. Constants are included but not reported. White (1980) standard errors are in parentheses.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
GDP	0.090*** (0.025)	0.037 (0.034)	0.046 (0.034)	0.068** (0.032)	0.036 (0.032)	0.036 (0.053)	-0.0028 (0.0411)	0.014 (0.041)	0.044 (0.036)
$\hat{w}$	0.225 (0.220)	-0.046 (0.161)	-0.016 (0.135)	0.028 (0.169)	0.059 (0.165)	0.144 (0.172)	0.157 (0.129)	0.125 (0.173)	0.081 (0.165)
USLISTED	-0.451* (0.236)	-0.144 (0.190)	-0.322 (0.164)	-0.431** (0.176)	-0.297 (0.185)	-0.496*** (0.153)	-0.261* (0.150)	-0.413** (0.173)	-0.505*** (0.176)
$\hat{w}$	0.376 (0.342)	0.145 (0.311)	0.100 (0.320)	0.257 (0.299)	0.069 (0.301)	0.340 (0.284)	0.305 (0.247)	0.142 (0.296)	0.173 (0.292)
RESTRICT	0.290*** (0.097)	0.265 (0.157)	0.300** (0.150)	0.364** (0.140)	0.436*** (0.141)	0.377** (0.138)	0.632*** (0.135)	0.297** (0.138)	0.354** (0.161)
$\hat{w}$	-2.131* (1.083)	-2.355** (1.012)	-2.213 (2.081)	-1.676 (1.107)	-1.576 (1.121)	1.133 (1.423)	0.094 (1.004)	0.263 (1.442)	1.052 (1.292)
IAS		-0.071 (0.083)	-0.109** (0.049)	-0.35** (0.050)	-0.117** (0.056)	-0.115** (0.054)	-0.093* (0.051)	0.010 (0.111)	-0.102** (0.048)
$\hat{w}$		1.12E+14 (9.71E+13)	3.20E+13* (1..76E+13)	-9.07E+12 (1.54E+13)	1.17E+12 (2.73E+13)	-9.63E+12 (2.83E+13)	7.00E+13 (6.20E+13)	9.86E+13 (8.45E+13)	2..00E+12 (2.63E+12)
DISPER			-2.191* (1.085)						
$\hat{w}$			0.540 (1.599)						
ABSFERE				-1.830** (0.886)	-0.575 (0.809)	-1.406* (0.763)	-0.365 (0.534)	-1.865** (0.825)	-1.945** (0.903)
$\hat{w}$				0.876 (1.088)	-0.789 (1.040)	-0.509 (1.035)	-1.353 (0.795)	0.687 (1.036)	0.679 (1.086)
REPUD									0.049** (0.021)
$\hat{w}$									-0.009/(0.05)
EXPRO								0.069** (0.029)	
$\hat{w}$								-0.075/(0.085)	
RULELAW						0.032** (0.015)			
$\hat{w}$						0.004/(0.036)			
ENFORCE					0.0345** (0.016)				
$\hat{w}$					-0.036/(0.036)				
CORRUPT							(0.066)*** (0.014)		
$\hat{w}$							-0.073*** (0.02)		
N	42	33	33	33	33	33	33	33	33
Adj. R2	0.322	0.312	0.395	0.446	0.477	0.485	0.700	0.475	0.507

Tableau 4/C

The determinants of home bias in U.S. holdings of equities when not all shares are available for purchase by portfolio investors.  
GMM and TSLS

12/31/97	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
GDP	<b>5.86 E-02***</b> <i>8.97 E-02***</i>	<b>4.30 E-02***</b> <i>4.28 E-02***</i>	<b>2.58 E-02***</b> <i>4.04 E-02***</i>	<b>5.19 E-02***</b> <i>6.26 E-02***</i>	<b>1.36 E-02***</b> <i>1.41 E-02**</i>	<b>4.29 E-02***</b> <i>5.05 E-02***</i>	<b>4.89 E-02***</b> <i>3.55 E-02***</i>	<b>3.52 E-02***</b> <i>4.44 E-02***</i>	<b>4.26 E-02***</b> <i>4.28 E-02***</i>
USLISTED	<b>-0.520***</b> <i>-0.451***</i>	<b>-0.258***</b> <i>-0.267**</i>	<b>-0.323***</b> <i>-0.231*</i>	<b>-0.644***</b> <i>-0.476***</i>	<b>-0.443***</b> <i>-0.302**</i>	<b>-0.627***</b> <i>-0.499***</i>	<b>-0.674***</b> <i>-0.369**</i>	<b>-0.643***</b> <i>-0.504***</i>	<b>-0.654***</b> <i>-0.499***</i>
RESTRICT	<b>0.222***</b> <i>0.290***</i>	<b>0.390***</b> <i>0.307*</i>	<b>0.117***</b> <i>0.301*</i>	<b>0.263***</b> <i>0.348**</i>	<b>0.398***</b> <i>0.435***</i>	<b>0.280***</b> <i>0.386***</i>	<b>0.259***</b> <i>0.595***</i>	<b>0.237***</b> <i>0.340**</i>	<b>0.276***</b> <i>0.347***</i>
IAS		<b>-0.132***</b> <i>-0.143**</i>	<b>-0.037**</b> <i>-0.130**</i>	<b>-0.127***</b> <i>-0.134***</i>	<b>-0.169**</b> <i>-0.118***</i>	<b>-0.107***</b> <i>-0.107***</i>	<b>-0.122***</b> <i>-0.133***</i>	<b>-0.108***</b> <i>-0.106***</i>	<b>-0.110***</b> <i>-0.103**</i>
DISPER			<b>-1.160***</b> <i>-1.629</i>						
ABSFERE				<b>-1.878***</b> <i>-2.167***</i>	<b>-0.099</b> <i>0.591</i>	<b>-1.242***</b> <i>-1.411**</i>	<b>-1.687***</b> <i>-0.498</i>	<b>-1.155***</b> <i>-1.675**</i>	<b>-1.589***</b> <i>-1.905***</i>
REPUD									<b>0.017</b> <i>0.049**</i>
EXPRO								<b>0.042*</b> <i>0.053**</i>	
RULELAW						<b>0.019*</b> <i>0.032*</i>			
ENFORCE					<b>0.047***</b> <i>0.034***</i>				
CORRUPT							<b>0.030***</b> <i>0.032***</i>		
N	42	33	33	33	33	33	33	33	33
ADJ. R2	<b>0.134</b> <i>0.210</i>	<b>0.165</b> <i>0.190</i>	<b>0.537</b> <i>0.348</i>	<b>0.298</b> <i>0.394</i>	<b>0.228</b> <i>0.450</i>	<b>0.376</b> <i>0.527</i>	<b>0.255</b> <i>0.473</i>	<b>0.375</b> <i>0.501</i>	<b>0.318</b> <i>0.529</i>

Dependent variable is HBIAS. Constants are included but not reported. White (1980) matrix for standard errors was used. Estimates obtained with GMM are in bold. Estimates obtained after TSLS are in italics. GMM: General Method of Moments; TSLS: Two Stages Least Squares. \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1, 5, and 10% levels respectively.

**Tableau 5/B**

**The determinants of home bias in U.S. holdings of equities, using higher moment estimators: Panel data 31<sup>st</sup> December 1997, 2001, 2003 and 2004**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<b>COR</b>	-0.209* (0.121)	-0.246** (0.127)	-0.199 (0.170)	-0.169 (0.163)	-0.061 (0.180)	-0.117 (0.155)	-0.0804 (0.149)
/ $\hat{w}$	-0.022/(0.101)	0.007/(0.147)	-0.031/(0.189)	-0.043/(0.184)	-0.153/(0.199)	-0.054/(0.169)	-0.093/(0.172)
<b>SHARPE</b>	-0.002 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.0015 (0.003)	-0.002 (0.003)	-0.002 (0.003)
/ $\hat{w}$	1.05E-6/(0.003)	0.002/(0.003)	0.001/(0.003)	0.003/(0.003)	-0.0005/(0.003)	1.5E-4/(0.003)	8.8E-4/(0.003)
<b>ABSFERE</b>	0.440** (0.172)						
/ $\hat{w}$	0.106/(0.323)						
<b>FERE</b>		0.124 (0.207)					
/ $\hat{w}$		0.459/(0.270)					
<b>CEI</b>			-0.001 (-0.367)				
/ $\hat{w}$			3 E-03/(2 E-03)				
<b>CIC</b>				8 E-04 (9 E-04)			
/ $\hat{w}$				1 E-03/(-1.135)			
<b>PSE</b>					1.6 E-03 (0.001)		
/ $\hat{w}$					9 E-05/(1 E-03)		
<b>JLE</b>						-1.7 E-03** (0.0007)	
/ $\hat{w}$						8 E-04/(1 E-03)	
<b>CGI</b>							-2.2 E-03*** (0.0009)
/ $\hat{w}$							9 E-04/(2 E-03)
N	163	163	163	163	163	163	163
ADJ. R2	0.137	0.142	0.119	0.110	0.110	0.122	0.124

Dependent variable is BIAS. Constants are included but not reported. White (1980) standard errors are in parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1, 5, and 10% levels respectively.

**Tableau 5/C**

**The determinants of home bias in U.S. holdings of equities, using higher moment estimators: Panel data 31<sup>st</sup> December 1997, 2001, 2003 and 2004: GMM and TSLS.**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
<b>COR</b>	<b>-0.227***</b> <i>-0.209*</i>	<b>-0.187*</b> <i>-0.245**</i>	<b>-0.190</b> <i>-0.199</i>	<b>-0.154</b> <i>-0.169</i>	<b>-0.081</b> <i>-0.061</i>	<b>-0.047</b> <i>-0.117</i>	<b>-0.067</b> <i>-0.081</i>
<b>SHARPE</b>	<b>-0.002**</b> <i>-0.002</i>	<b>-0.001</b> <i>-0.003</i>	<b>-0.002</b> <i>-0.003</i>	<b>-0.002</b> <i>-0.003</i>	<b>-0.001</b> <i>-0.0015</i>	<b>-0.0005</b> <i>-0.002</i>	<b>-0.001</b> <i>-0.002</i>
<b>ABSFERE</b>	<b>0.272***</b> <i>0.440***</i>						
<b>FERE</b>		<b>0.352***</b> <i>0.124</i>					
<b>CEI</b>			<b>-2.13 E-05</b> <i>-4.14 E-04</i>				
<b>CIC</b>				<b>-0.001</b> <i>8 E-04</i>			
<b>PSE</b>					<b>-0.001</b> <i>1.6 E-03</i>		
<b>JLE</b>						<b>-0.002***</b> <i>-1.7 E-03**</i>	
<b>CGI</b>							<b>-2. E-03***</b> <i>-2.2 E-03***</i>
N	<b>163</b>	<b>163</b>	<b>163</b>	<b>163</b>	<b>163</b>	<b>163</b>	<b>163</b>
ADJ. R2	<b>0.138</b> 0.151	<b>0.138</b> 0.114	<b>0.084</b> 0.095	<b>0.104</b> 0.108	<b>0.097</b> 0.107	<b>0.110</b> 0.134	<b>0.128</b> 0.130

Dependent variable is BIAS. Constants are included but not reported. White (1980) matrix for standard errors was used. Estimates obtained with GMM are in bold. Estimates obtained after TSLS are in italics. GMM: General Method of Moments; TSLS: Two Stages Least Squares. \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1, 5, and 10% levels respectively.

**Tableau 6/B**

**The determinants of home bias in international holdings of equities using higher moment estimators: Panel data 31<sup>st</sup> December 2001, 2003 and 2004. Evidence from France, Germany, Japan, Netherlands, Switzerland and United Kingdom.**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>COR</b>	<b>-2.010***</b> (0.209)	<b>-2.098***</b> (0.226)	<b>-1.818***</b> (0.228)	<b>-1.821***</b> (0.247)	<b>-1.657***</b> (0.226)
$\hat{w}$	0.441 (0.381)	0.511 (0.390)	0.336 (0.380)	0.357 (0.401)	0.012 (0.378)
<b>LOSSAV</b>	<b>8.783***</b> (1.636)	<b>7.765***</b> (2.410)	<b>7.744***</b> (1.489)	<b>8.265***</b> (2.327)	<b>8.864***</b> (1.516)
$\hat{w}$	-12.283 9.594	-5.287 (9.766)	22.95* (11.98)	12.819 (23.193)	-30.257 (38.355)
<b>ABSFERE</b>	<b>1.505**</b> (0.751)				<b>1.268*</b> (0.671)
$\hat{w}$	-1043 (2.167)				7.477* (3.799)
<b>FERE</b>		<b>0.233</b> (2.155)		<b>0.473</b> (2.076)	
$\hat{w}$		2.494 (2.395)		0.498 (2.719)	
<b>EAROPAC</b>			<b>9.858***</b> (3.576)	<b>9.466***</b> (3.736)	<b>11.665***</b> (3.449)
$\hat{w}$			-13.583 (19.62)	-13.866 (26.076)	-68.083 (63.391)
N	89	89	89	89	89
ADJ. R2	0.603	0.613	0.646	0.636	0.657

Dependent variable is BIAS. Constants are included but not reported. White (1980) standard errors are in parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1, 5, and 10% levels respectively.



**Tableau 6/C**

**The determinants of home bias in international holdings of equities using higher moment estimators: Panel data 31<sup>st</sup> December 2001, 2003 and 2004. Evidence from France, Germany, Japan, Netherlands, Switzerland and United Kingdom. Estimations by GMM and TSLS**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<b>COR</b>	<b>-2.036***</b> -2.010***	<b>-1.995***</b> -2.098***	<b>-1.777***</b> -1.821***	<b>-1.676***</b> -1.789***	<b>-1.381***</b> 1.669***
<b>LOSSAV</b>	<b>7.961***</b> 8.785***	<b>10.036***</b> 7.760***	<b>7.718***</b> 7.702***	<b>9.461***</b> 8.741***	<b>9.386***</b> 8.863***
<b>ABSFERE</b>	<b>2.233***</b> 1.505**				<b>1.392**</b> 1.156
<b>FERE</b>		<b>3.006**</b> 0.233		<b>1.617</b> 1.204	
<b>EAROPAC</b>			<b>9.683***</b> 9.360***	<b>10.600***</b> 8.896***	<b>14.770***</b> 11.352***
N	<b>89</b>	<b>89</b>	<b>89</b>	<b>89</b>	<b>89</b>
ADJ. R2	<b>0.573</b> 0.600	<b>0.607</b> 0.588	<b>0.635</b> 0.633	<b>0.646</b> 0.644	<b>0.640</b> 0.649

Dependent variable is BIAS. Constants are included but not reported. White (1980) matrix for standard errors was used. Estimates obtained with GMM are in bold. Estimates obtained after TSLS are in italics. GMM: General Method of Moments; TSLS: Two Stages Least Squares. \*\*\*, \*\*, and \* indicate significance at the 1, 5, and 10% levels respectively.

## ANNEXES

### Annexe A : introduction de l'estimateur de Dagenais et Dagenais (1997).

-1- Afin d'introduire l'estimateur de Dagenais et Dagenais,  $\beta_H$ , nous considérons la régression suivante<sup>58</sup>:

$$Y = \alpha_0 i_N + \tilde{X}\beta_0 + u \quad (\text{A1})$$

où  $\tilde{X}$  est une matrice  $N \times K$  contenant les vraies variables stochastiques exogènes mesurées sans erreur. Nous supposons que  $\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{\tilde{X}\tilde{X}'}{N} = Q$  où  $Q$  est une matrice finie non singulière. Le vecteur  $u$ ,  $N \times 1$ , est le vecteur des résidus (erreurs) avec  $E(u) = 0$ ,  $E(uu') = \sigma_u^2 I_N$ .  $Y$  est le vecteur,  $N \times 1$ , des observations de la variables dépendante.  $\beta$  est le vecteur,  $K \times 1$ , à estimer et  $\alpha$  est une constante et  $i$ ,  $N \times 1$ , est un vecteur unitaire.

Généralement,  $\tilde{X}$  est non observable et la matrice  $X$  des variables observées est utilisée comme substitut, où la relation suivante est définie :

$$X = \tilde{X} + v \quad (\text{A2})$$

Ici  $v$  est une matrice,  $N \times K$ , des erreurs sur les variables distribuées normalement.  $v$  est supposée non corrélée avec  $u$  et

$$\text{cov}(v_{ij}, v_{i+k, j'}) = 0, i = 1, \dots, N, j, j' = 1, \dots, K, k \neq 0.$$

---

<sup>58</sup> Ici nous ne considérons que les erreurs dans les variables indépendantes. Comme il est reconnu dans la littérature économétrique (Voir Davidson et MacKinnon (2004) par exemple), il n'y a pas de biais lorsque seule l'erreur sur la variable dépendante apparaît. Cette présentation, ici adaptée, a été utilisée dans la version préliminaire d'un article consacré aux modèles d'évaluation des actifs financiers que nous avons publié : voir Coën et Racicot (2007) (voir également Coën et al. (2005) pp383-387 et Racicot (2003)).

Nous avons donc :

$$\text{var}[\text{vech}(v)] = \Sigma \otimes I_N$$

où  $\text{var}[\cdot]$  est la matrice de covariance et  $\Sigma$  est une matrice symétrique définie positive,  $K \times K$ .

$$\Sigma = \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \cdot & \cdot & \sigma_{1K} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdot & \sigma_{2K} \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \sigma_{K1} & \cdot & \cdot & \sigma_{KK} \end{pmatrix} \quad \text{et} \quad \text{var}[\text{vech}(v)] = \begin{pmatrix} \sigma_{11}I_N & \cdot & \cdot & \sigma_{1K}I_N \\ \sigma_{21}I_N & \sigma_{22}I_N & \cdot & \sigma_{2K}I_N \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \sigma_{K1}I_N & \cdot & \cdot & \sigma_{KK}I_N \end{pmatrix}$$

Les estimateurs de Durbin (1954),  $\beta_d$ , et de Pal (1980),  $\beta_p$ , sont respectivement donnés par les relations suivantes :

$$\beta_d = \frac{\sum x_i^2 y_i}{\sum x_i^3} \quad (\text{A.3})$$

$$\beta_p = \frac{\sum x_i^3 y_i - 3(\sum x_i^2 / N) \sum x_i y_i}{\sum x_i^4 - 3(\sum x_i^2 / N) \sum x_i^2} \quad (\text{A.4})$$

Les versions multivariées de  $\beta_p$  et  $\beta_d$ , utilisées pour définir  $\beta_H$  sont données par les relations suivantes :

$$\beta_D = (z_1' x)^I z_1' y \quad \text{où} \quad z_1 = \begin{pmatrix} x_{11}^2 & \cdot & \cdot & x_{1K}^2 \\ x_{21}^2 & x_{22}^2 & \cdot & x_{2K}^2 \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ \cdot & \cdot & \cdot & \cdot \\ x_{N1}^2 & \cdot & \cdot & x_{NK}^2 \end{pmatrix} \quad (\text{A.5})$$

Les termes  $x_{ij}$  représentent les éléments de la matrice  $x$  et  $x = AX$  où  $A = I_N - ii'/N$ . La matrice  $x$  représente la matrice  $X$  calculée en déviation par rapport à la moyenne.

Nous utilisons la même démarche pour  $y$  où  $y = AY$ .

$$\beta_p = (z_2' x)^{-1} z_2' y \text{ où } z_2' = z_3' - 3D(x'x/N)x' \quad (\text{A.6})$$

$$\text{et } z_3 = \begin{pmatrix} x_{11}^3 & . & . & x_{1K}^3 \\ x_{21}^3 & x_{22}^3 & . & x_{2K}^3 \\ . & . & . & . \\ . & . & . & . \\ x_{N1}^3 & . & . & x_{NK}^3 \end{pmatrix} \quad (\text{A.7})$$

$D(x'x/N)$  est une matrice diagonale,  $K \times K$ .

Dans ces conditions,  $\beta_H$  est donné par la relation suivante :

$$\beta_H = W \begin{pmatrix} \beta_D \\ \beta_P \end{pmatrix} \text{ avec } W = (C' S^{-1} C)^{-1} C' S^{-1}, \quad C = \begin{pmatrix} I_K \\ I_K \end{pmatrix} \quad (\text{A.8})$$

$S$  représente la matrice de covariance pour  $\begin{pmatrix} \beta_D \\ \beta_P \end{pmatrix}$  sous  $H_0$ .

Sous  $H_0$ ,  $\beta_D$  et  $\beta_P$  sont des estimateurs non biaisés :

La méthode des moindres carrés généralisés est appliquée :

$$\begin{pmatrix} \beta_D \\ \beta_P \end{pmatrix} = C\beta + \begin{pmatrix} u_D \\ u_P \end{pmatrix} \text{ avec } C = \begin{pmatrix} I_K \\ I_K \end{pmatrix},$$

$$u_D = (z_1' x)^{-1} z_1' Au \text{ et } u_P = (z_2' x)^{-1} z_2' Au$$

L'estimateur de Dagenais et Dagenais (1997) apparaît comme une combinaison linéaire optimale des estimateurs de Durbin (1954) et de Pal (1980):

$$\beta_H = (C' S^{-1} C)^{-1} C' S^{-1} \begin{pmatrix} \beta_D \\ \beta_P \end{pmatrix} \quad (\text{A.9})$$

Dagenais et Dagenais (1997) démontrent ensuite que l'estimateur  $\beta_H$  est non biaisé sous  $H_0$ . En utilisant le théorème de Theil et Goldberger (1961), ils démontrent que la variance de l'estimateur sera effectivement plus faibles que les variances recensées pour les estimateurs  $\beta_D$  et  $\beta_P$ .

-2- Nous pouvons donner de plus amples détails sur la méthode économétrique utilisée en reprenant l'équation 8 du chapitre sous sa forme matricielle<sup>59</sup>.

$$Y = X \cdot \delta + \varepsilon \quad (\text{A.10})$$

Où  $X(i \times F)$  est la matrice des variables explicatives (nous avons choisi F pour éviter la confusion avec V) auxquelles nous avons ajouté le vecteur unitaire  $i$  de dimension N et  $\delta = (\alpha \ \beta_j)^T$  avec  $j = 1, \dots, K$  (le nombre de variables explicatives).

Soit  $P_Z = Z(Z^T Z)^{-1} Z^T$  et  $M_Z = I - Z(Z^T Z)^{-1} Z^T$  représentant les matrices qui projettent orthogonalement sur le sous-espace défini par la colonne de la matrice Z, matrice des instruments tels que présentés dans le texte. Tel que suggéré par Davidson et MacKinnon (1993 et 2004), les estimateurs des moments d'ordre supérieur de Dagenais et Dagenais (1997), rapportés dans les tableaux (3/B, 4/B,

---

<sup>59</sup> Nous reprenons ici une présentation que nous avons effectuée dans un article publié : Carmichael et Coën (2008), pp 261-262.

5/B et 6/B) sont obtenus en appliquant les MCO à la régression artificielle donnée par l'équation 12 réécrite ici sous forme matricielle (Nous avons simplement remplacé  $\beta_w$  par  $\psi$  pour alléger la notation).

$$Y = X \cdot \delta + M_Z F \cdot \psi + e \quad (\text{A.11})$$

Où  $M_Z F$  représentent les résidus de la régression des variables explicatives sur les instruments  $Z$ .

En utilisant le théorème de Frisch-Waugh-Lovell, les estimés par MCO de  $\delta$  et  $\psi$  sont les suivantes :

$$\hat{\delta} = (X^T P_Z X)^{-1} X^T P_Z Y \quad (\text{A.12})$$

Et

$$\hat{\psi} = (F^T M_Z M_X M_Z F)^{-1} F^T M_Z M_X Y \quad (\text{A.13})$$

Il s'agit donc d'une estimation par variables instrumentales, telles que définies par Dagenais et Dagenais et présentées dans le texte. Les statistiques t de Student que nous avons reportées dans les tableaux ont été calculées avec la matrice de White (Heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimators : HCCME))

$$V(\hat{\delta}) = (X^T P_Z X)^{-1} (X^T P_Z \hat{\Omega} P_Z X) (X^T P_Z X)^{-1} \quad (\text{A.14})$$

Et

$$V(\hat{\psi}) = (F^T M_Z M_X M_Z F)^{-1} (F^T M_Z M_X \hat{\Omega} M_X M_Z F) (F^T M_Z M_X M_Z F)^{-1} \quad (\text{A.15})$$

Où  $\hat{\Omega} = \text{diag}(\hat{\varepsilon}_1^2, \dots, \hat{\varepsilon}_N^2)$  et  $\hat{\varepsilon}_i = Y_i - X_i \cdot \hat{\delta}$  sont les résidus de l'équation (A.10) calculés à partir de estimés de l'équation (A.12).

## **Annexe B : Données**

- **US holding of foreign equities** : [www.treas.gov/fpis/](http://www.treas.gov/fpis/)
- **Dutch, English (U.K.), French, German, Japanese and Swiss holding of foreign equities** : IMF's *Coordinated Portfolio Investment Survey* (CPIS). [www.imf.org/external/np/sta/pi/cpis.htm](http://www.imf.org/external/np/sta/pi/cpis.htm)
- **Gross Domestic Product (GDP)** : World Economic and Financial Surveys, World Economic Outlook, Globalization and External Imbalances, April 2005, International-Monetary-Fund.  
<http://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2005/01/index.htm>
- **Worldwide market capitalizations of non-US stocks listed on US stock markets**: Ahearne et al. (2004). Ahearne, A.G., Grier, W.L., Warnock, F.E., 2004. Information costs and home bias: an analysis of U.S. holdings of foreign equities. *Journal of International Economics* 62, 313-336.
- **Country-level market capitalization** : International Federation of Stock Exchanges ([www.fibv.com](http://www.fibv.com)) et IFC Emerging Markets Factbook
- **Trade** : IMF Direction of Trade Statistics Yearbook
- **Restrict** : International Financial Corporation et Edison et Warnock database (2003). Edison, H.J., Warnock, F.E., 2003. A simple measure of the intensity of capital controls. *Journal of Empirical Finance* 10 (1-2), 81-103 et IMF.

**- Variables comptables :**

- **EAROPAC** : Bhattacharya, U., Daouk, H., Welker, M., 2003. The world price of earnings opacity. Accounting Review 78 (3), 641-678.  
<http://aaahq.org/pubs/acctrev.htm>

- **LOSSAV** : Bhattacharya, U., Daouk, H., Welker, M., 2003. The world price of earnings opacity. Accounting Review 78 (3), 641-678.  
<http://aaahq.org/pubs/acctrev.htm>

- **SMOOTH** : Bhattacharya, U., Daouk, H., Welker, M., 2003. The world price of earnings opacity. Accounting Review 78 (3), 641-678.  
<http://aaahq.org/pubs/acctrev.htm>

- **AUDIT** : nombre d'auditeurs pour 100000 habitants par pays : International Federation of Accountants (IFAC) (8/13/1996).

- **DISCLOSURE** : niveau de divulgation de l'information comptable et financière tel qu'il apparait dans les articles de Saudagaran et Diga (1997), Bhattacharya et al. (2003), Hope (2003) : Center for International Financial Analysis and Research (CIFAR, 1995)

- **IAS** : adoption des normes IASC (devenues par la suite IFRS). La variable est reprise de Choi et al. (1999) et définie par l'International Accounting Standards Committee (IASC Insight dated October 1997). À partir des années 2000 de nombreuses entreprises dans le monde se sont adaptées aux normes IFRS : il devient par conséquent très difficile de maintenir cette approche dichotomique pour les années 2001, 2003 et 2004. Pour cette raison, la variable IAS n'a pas été utilisée pour les années 2001, 2003 et 2004.



**Tableau Annexe 1 : Mesures de l'opacité telles que définies par Bhattacharya et al. (2003)**

	EAROPAC	LOSSAVO	SMOOTHIN
Australia	-0.0213	-0.04615	-0.82374
Austria	-0.03727	0.500397	-0.87909
Belgium	-0.05467	0.317765	-0.87866
Brazil	-0.0068	0.035416	-0.77614
Canada	-0.03433	0.450318	-0.81781
Chile	-0.01706	0.6	-0.91368
Denmark	-0.03937	0.267444	-0.91274
Finland	-0.03267	0.621092	-0.88223
France	-0.03827	0.376352	-0.86549
Germany	-0.04138	0.586525	-0.8978
Greece	0.01344	0.652206	-0.91468
Hong Kong	-0.01194	0.17013	-0.85786
India	0.001681	0.735644	-0.86787
Indonesia	-0.00098	0.733766	-0.85613
Ireland	-0.024	0.153846	-0.86847
Italy	-0.02733	0.505334	-0.92531
Japan	-0.01247	0.642863	-0.92135
Korea	-0.0115	0.595265	-0.93793
Malaysia	-0.01226	0.469553	-0.87234
Mexico	-0.02058	-0.03333	0.74486
Netherlands	-0.04506	0.378023	-0.9172
Norway	-0.03786	0.178788	-0.72913
Pakistan	-0.02584	0.616327	-0.91133
Portugal	-0.06614	0.211112	-0.87479
Singapore	-0.02534	0.484873	-0.88578
South Africa	-0.02021	0.307692	-0.88157
Spain	-0.0379	0.514142	-0.85582
Sweden	-0.02256	0.340096	-0.84528
Switzerland	-0.03963	0.589985	-0.87921
Taiwan	-0.02405	0.691198	-0.85276
Thailand	-0.03953	0.730403	-0.85693
Turkey	0.127142	0.5	-0.67144
United Kingdom	-0.02924	0.372985	-0.8683

**- Variables associées à la gouvernance :**

**- ENFORCE** : enforcement index. La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., 1999. Corporate ownership around the world. Journal of Finance 54, 471-517.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R., 1998. Law and finance. Journal of Political Economy 106, 1113-1155.

**- RULELAW** : rule of law index. La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., 1999. Corporate ownership around the world. Journal of Finance 54, 471-517.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R., 1998. Law and finance. Journal of Political Economy 106, 1113-1155.

**- CORRUPT** : corruption index. La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., 1999. Corporate ownership around the world. Journal of Finance 54, 471-517.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R., 1998. Law and finance. Journal of Political Economy 106, 1113-1155.

**- EXPRO** : expropriation index. La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., 1999. Corporate ownership around the world. Journal of Finance 54, 471-517.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R., 1998. Law and finance. Journal of Political Economy 106, 1113-1155.

**- REPUD** : repudiation index. La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., 1999. Corporate ownership around the world. Journal of Finance 54, 471-517.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R., 1998. Law and finance. Journal of Political Economy 106, 1113-1155.

**- OWNCONC** : ownership concentration index. La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., 1999. Corporate ownership around the world. Journal of Finance 54, 471-517.

La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R., 1998. Law and finance. Journal of Political Economy 106, 1113-1155.

- **Corporate Illegal Corruption Index Component (CIC)** : Corruption, Governance and Security: Challenges for the Rich Countries and the World - by Daniel Kaufmann (September, 2004) - Chapter in the Global Competitiveness Report 2004/2005 - [www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm](http://www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm)

- **Corporate Legal Corruption Index Component (CLC)** : Corruption, Governance and Security: Challenges for the Rich Countries and the World - by Daniel Kaufmann (September, 2004) - Chapter in the Global Competitiveness Report 2004/2005 - [www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm](http://www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm)

- **Corporate Ethics Index (CEI)** : Corruption, Governance and Security: Challenges for the Rich Countries and the World - by Daniel Kaufmann (September, 2004) - Chapter in the Global Competitiveness Report 2004/2005 - [www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm](http://www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm)

- **Public Sector Ethics Index (PSE)** : Corruption, Governance and Security: Challenges for the Rich Countries and the World - by Daniel Kaufmann (September, 2004) - Chapter in the Global Competitiveness Report 2004/2005 - [www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm](http://www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm)

- **Judicial Legal Effectiveness (JLE)** : D Corruption, Governance and Security: Challenges for the Rich Countries and the World - by Daniel Kaufmann (September, 2004) - Chapter in the Global Competitiveness Report 2004/2005 - [www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm](http://www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm)

- **Corporate Governance Index (CGI)** : Corruption, Governance and Security: Challenges for the Rich Countries and the World - by Daniel Kaufmann (September, 2004) - Chapter in the Global Competitiveness Report 2004/2005 - [www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm](http://www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm)

- **Voice and Accountability (VAC)** : Daniel Kaufmann, Aart Kraay and Massimo Mastruzzi (2006). "Governance Matters V: Governance Indicators for 1996-2005". World Bank Policy Research September 2006. <http://www.worldbank.org/wbi/governance/wp-governance.htm>

- **Political Stability (POS)** : Daniel Kaufmann, Aart Kraay and Massimo Mastruzzi (2006). "Governance Matters V: Governance Indicators for 1996-2005". World Bank Policy Research September 2006. <http://www.worldbank.org/wbi/governance/wp-governance.htm>

- **Government Effectiveness (GOV)** : Daniel Kaufmann, Aart Kraay and Massimo Mastruzzi (2006). "Governance Matters V: Governance Indicators

for 1996-2005". World Bank Policy Research September 2006.  
<http://www.worldbank.org/wbi/governance/wp-governance.htm>

- **Regulatory Quality (REG)** : Daniel Kaufmann, Aart Kraay and Massimo Mastruzzi (2006). "Governance Matters V: Governance Indicators for 1996-2005". World Bank Policy Research September 2006.  
<http://www.worldbank.org/wbi/governance/wp-governance.htm>

- **Rule of Law (RUL)** : Daniel Kaufmann, Aart Kraay and Massimo Mastruzzi (2006). "Governance Matters V: Governance Indicators for 1996-2005". World Bank Policy Research September 2006.  
<http://www.worldbank.org/wbi/governance/wp-governance.htm>

- **Variables associées aux prévisions des analystes financiers :**

Ces différentes variables ont été calculées comme mentionné dans le texte : équations 4 et 14. Les prévisions consensuelles des analystes financiers pour l'ensemble des pays de notre échantillon (maximum 48) et pour les années 1997, 2001, 2003 et 2004 proviennent de la base International Brokers Estimates Systems (I/B/E/S) International Inc. Thomson Ltd. Pour chaque entreprise, il existe une prévision consensuelle. Ainsi pour la période courant de 1994 à 1996 nous avons utilisé un échantillon de 45031 observations après utilisation d'un filtre tel que mentionné dans le texte pour traiter les valeurs extrêmes. Les variables ont été calculées de façon similaire pour les années 2001, 2003 et 2004.

- **ABSFERE** : (équation 4) : mesure la précision des prévisions des analystes financiers. Il s'agit de l'erreur de prévision absolue

$$|FERE| = \left| \frac{e_{j,t(h)}}{RE_{j,t}} \right| = \left| \frac{F_{j,t(h)} - RE_{j,t}}{RE_{j,t}} \right| \quad (4)$$

- **DISPER** : Écart-type d'ABSFERE, mesure la dispersion des prévisions des analystes financiers.

- **FERE** : (équation 14) : mesure le biais de prévision des analystes financiers. Il s'agit de l'erreur de prévision relative.

$$FERE = \frac{e_{j,t(h)}}{|RE_{j,t}|} = \frac{F_{j,t(h)} - RE_{j,t}}{|RE_{j,t}|} \quad (14)$$

- **MRET** : rendement mensuel moyen de l'indice boursier du pays considéré calculé en dollars US sur un horizon de 60 mois (5 ans) conformément à la pratique financière classique (Voir par exemple : Ross et al (2008) ou Damodaran (2008)). Cette valeur a également été calculée en monnaie locale (variable non retenue). Source des données utilisées pour le calcul de la variable : Datastream, indices MSCI.

- **SRET** : écart-type du rendement mensuel moyen de l'indice boursier du pays considéré calculé en dollars US sur un horizon de 60 mois (5 ans). Cette valeur a également été calculée en monnaie locale (variable non retenue). Source des données utilisées pour le calcul de la variable : Datastream, indices MSCI.

- **RISK** : rendement mensuel moyen de l'indice boursier du pays considéré, calculé en dollars US sur un horizon de 60 mois (5 ans), par unité de risque : i.e. divisé par SRET. Source des données utilisées pour le calcul de la variable : Datastream, indices MSCI.

- **SHARPE** : indice de Sharpe défini à partir du rendement mensuel moyen de l'indice boursier du pays considéré calculé en dollars US sur un horizon de 60 mois (5 ans). Le taux sans risque est le taux du bon du Trésor U.S. à un mois (source : Ibbotson Associates).

Il s'agit de l'indice de Sharpe (1964) classique : rendement excédentaire sur écart-type du rendement.

$$Sharpe = \frac{E(R_i) - R_f}{\sigma_i}$$

. E représente l'espérance mathématique,  $R_i$ , le rendement en dollars US de l'indice de marché et  $R_f$ , le taux sans risque des bons du trésor à un mois. Cette valeur a également été calculée en monnaie locale (variable non retenue). Source des données utilisées pour le calcul de la variable : Datastream, indices MSCI.

- **COR** : Corrélation entre le rendement mensuel en dollars U.S. de l'indice boursier du pays considéré et l'indice de marché américain (ici le S&P 500) calculée sur un horizon de 60 mois. Cette valeur a également été calculée en monnaie locale (variable non retenue). Elle a également été calculée et adaptée pour étudier le phénomène de préférence pour les titres nationaux pour les six pays pour lesquels la composition du portefeuille d'un agent représentatif pouvait être établie au 21 décembre 2001, 2003 et 2004 (Allemagne, France, Japon, Pays-Bas, Royaume-Uni et Suisse). Il s'agit dans ce cas de la corrélation de la devise du pays du détenteur avec la devise du pays de la firme dont le titre est détenu. Nous avons utilisé le dollar U.S. comme cours pivot pour les indices nationaux, pour éviter les problèmes associés aux fluctuations des changes. À titre d'information, cette dernière valeur a également été calculée en monnaie locale (variable non retenue). Source des données utilisées pour le calcul de la variable : Datastream, indices MSCI.

- **Autres variables économiques et financières testées et non retenues :** elles ont été adaptées à notre échantillon au 31 décembre 1997.

Nombre de ces variables proviennent de la base utilisée par Du et Wei (2004). <http://www.nber.org/~wei/>. Les définitions données ici sont reprises, le cas échéant de celles établies par S.J. Wei (2004).

- **Stock Market Volatility :** Defined as the standard deviation of monthly returns over December 1984 to December 1998, multiplied by 100; The monthly return in U.S. dollars is defined as the change in the log of the stock market index (in dollar terms). Source: Morgan Stanley Capital International Dataset and Emerging Markets Database.

- **Volatility of Real GDP :** Computed as the standard deviation of the annual real GDP growth rate over 1985-1998, multiplied by 100. Real GDP growth rate is the first difference in the log of GDP in 1995 constant U.S. dollars. Source: World Bank's World Development Indicators.

- **Cash Flow Risk :** Measures the variability of operating income. Defined as the standard deviation of the change in operating income relative to mean operating income in absolute value over the period of 1991-96. Source: Claessens, Djankov and Nenova (1999).

- **Leverage Ratio :** Defined as the ratio of total debt to the sum of total debt and the market value of the equity. Source: Claessens, Djankov, and Nenova (1999).

- **Gini Coefficient :** Measures the degree of inequality in income distribution. Average of the data from Barro-Lee dataset and those from World Development. Report (1998/99) issue.

- **Volatility of Exchange Rate :** Defined as the standard deviation of the change in monthly log nominal exchange rate with respect to US\$, multiplied by 100. The period is over 1985-98. Source: The nominal exchange rate is the monthly average exchange rate from the IMF's International Financial Statistics.

- **Volatility of Inflation :** Defined as the standard deviation of the monthly inflation rate over January 1985 to December 1998. Inflation data is defined as the change in the log consumer price index, which is from the IMF's IFS data base (line 64).

- **Volatility of Fiscal Deficit/GDP** Computed as the standard deviation of the annual ratio of the government budget deficit to GDP over 1985 to 1998.

The data on the overall budget deficit/GDP are obtained from the World Bank's World Development Indicators CD Rom.

- **Trade Openness (Exports + Imports)/ GDP** The average value of (imports + exports)/GDP over the period of 1985-98. Source: World Bank's World Development Indicators CD Rom.

- **Stock Market Turnover / Market Capitalization** Measures the turnover ratio of stock markets. Source: World Bank's World Development Indicators CD Rom.

- **Stock Exchange Age :** The age of the main stock exchange in each country is calculated as 1997 minus the founding year of the exchange. The data on the founding year of the exchange are obtained from Bhattacharya and Daouk (2002).

- **Insider Trading Index** The insider trading index is created from the question: "insider trading is not common in domestic stock markets", 1=strongly disagree, 7=strongly agree. It is rescaled by the following formula: new value = 8-original value. We use the average of the values in 1997 and 1998.

As a result, a higher number implies more insider trading or legal corruption.

We re-scale the insider-trading index further by dividing it by its standard deviation in the sample.

Source: Global Competitiveness Report (1998 and 1999).

- **Log of Number of Listed** Computed as the average number of listed companies during 1990-1996. Source: the World Bank's World Development Report 2000 (Table 3).

- **Log of GDP per capita** GDP per capita is measured in 1995 constant U.S. dollars, averaged over 1985-1998. Source: World Bank's World Development Indicators CD Rom.

- **Autres variables culturelles calculées (voir texte) :** démarche suggérée par Stulz et Williamson (2003).

- **English :** variable muette à laquelle la valeur 1 est attribuée si le pays dont proviennent les titres détenus est de langue anglaise, 0 sinon.

- **Hispanic :** variable muette à laquelle la valeur 1 est attribuée si le pays dont proviennent les titres détenus est de langue espagnole, 0 sinon.

- **Protestant** : variable muette à laquelle la valeur 1 est attribuée si le pays dont proviennent les titres détenus est à l'origine d'obédience protestante, 0 sinon.
- **Catholic** : variable muette à laquelle la valeur 1 est attribuée si le pays dont proviennent les titres détenus est à l'origine d'obédience catholique, 0 sinon.



**Table A.1: Summary statistics.**

<b>Variable</b>	<b>Nb</b>	<b>Mean</b>	<b>Standard Error</b>	<b>Minimum</b>	<b>Maximum</b>
<b>USLISTED</b>	48	0.211	0.210	0	0.807
<b>RESTRICT</b>	48	0.149	0.255	0	0.898
<b>DISPER</b>	45	0.216	0.037	0.136	0.283
<b>ABSFERE</b>	45	0.213	0.059	0.094	0.356
<b>EAROPAC</b>	33	-0.021	0.031	-0.066	0.127
<b>LOSSAV</b>	33	0.431	0.221	-0.046	0.735
<b>SMOOTH</b>	33	-0.816	0.285	-0.937	0.744
<b>IAS_USE</b>	33	0.484	0.507	0	1.000
<b>ENFORCE</b>	39	7.769	2.211	2.500	10.000
<b>RULELAW</b>	39	7.422	2.383	2.500	10.000
<b>CORRUPT</b>	39	7.346	2.262	2.150	10.000
<b>EXPRO</b>	39	8.403	1.460	5.220	9.980
<b>REPUD</b>	39	7.992	1.642	4.680	9.980

Notes. All summary statistics used in this study are available upon request from the author. USLISTED refers to share of country's stock market that is listed on US exchanges from Ahearne et al. (2004). RESTRICT is the Edison and Warnock (2003) measure of foreign ownership restrictions. DISPER is standard error of financial analysts' forecasts for year 1994, 1995, and 1996. ABSFERE is the arithmetic mean of absolute forecast errors for 1994, 1995, and 1996. Variables, EAROPAC, LOSSAV, and SMOOTH are measures from Bhattacharya et al. (2003), standing for earnings aggressiveness, loss avoidance, and earnings smoothing respectively. IAS use data are from Choi et al. (1999), exhibit 8.6, page 264. ENFORCE, RULELAW, CORRUPT, EXPRO and REPUD are measures of risk from La Porta et al. (1998 and 1999), standing for enforcement, rule of law, corruption, expropriation and repudiation, respectively.

**Table A.2 : Summary statistics : Correlations**

Correlations , Prob >  r  under H0: Rho=0													
	US-LISTED	RESTRICT	DISPERS	ABSFERE	EAROPAC	LOSSAVO	SMOOTH	IAS	ENFORCE	RULELAW	CORRUPT	EXPRO	REPUD
<b>USLISTED</b>	1.000												
<b>RESTRICT</b>	-0.462 (0.001)	1.000											
<b>DISPER</b>	0.095 (0.538)	-0.130 (0.398)	1.000										
<b>ABSFERE</b>	-0.077 (0.619)	-0.060 (0.695)	0.798 ( $<.0001$ )	1.000									
<b>EAROPAC</b>	0.027 (0.881)	0.003 (0.985)	0.115 (0.521)	0.245 (0.168)	1.000								
<b>LOSSAVO</b>	-0.307 (0.081)	0.046 (0.795)	0.033 (0.853)	0.115 (0.522)	0.147 (0.413)	1.000							
<b>SMOOTHIN</b>	0.558 (0.001)	-0.117 (0.516)	0.295 (0.0952)	0.229 (0.198)	0.106 (0.554)	-0.430 (0.012)	1.000						
<b>IAS_USE</b>	-0.032 (0.855)	0.066 (0.714)	0.067 (0.707)	0.099 (0.580)	0.098 (0.585)	-0.134 (0.455)	0.237 (0.182)	1.000					
<b>ENFORCE</b>	-0.282 (0.085)	0.102 (0.538)	-0.321 (0.046)	-0.447 (0.004)	-0.364 (0.037)	-0.256 (0.148)	-0.176 (0.326)	-0.263 (0.139)	1.000				
<b>RULELAW</b>	-0.247 (0.133)	-0.012 (0.941)	-0.218 (0.181)	-0.317 (0.049)	-0.486 (0.004)	-0.252 (0.155)	-0.206 (0.249)	-0.314 (0.074)	0.716 ( $<.0001$ )	1.000			
<b>CORRUPT</b>	-0.339 (0.037)	0.156 (0.348)	-0.237 (0.146)	-0.446 (0.004)	-0.401 (0.020)	-0.325 (0.064)	-0.228 (0.200)	-0.165 (0.357)	0.832 ( $<.0001$ )	0.839 ( $<.0001$ )	1.000		
<b>EXPRO</b>	-0.272 (0.097)	-0.007 (0.965)	-0.288 (0.074)	-0.445 (0.004)	-0.490 (0.004)	-0.091 (0.614)	-0.220 (0.217)	-0.298 (0.091)	0.716 ( $<.0001$ )	0.901 ( $<.0001$ )	0.803 ( $<.0001$ )	1.000	
<b>REPUD</b>	-0.353 (0.029)	0.101 (0.543)	-0.228 (0.162)	-0.382 (0.016)	-0.535 (0.001)	-0.1378 (0.444)	-0.252 (0.155)	-0.310 (0.078)	0.699 ( $<.0001$ )	0.904 ( $<.0001$ )	0.825 ( $<.0001$ )	0.963 ( $<.0001$ )	1.000



## CHAPITRE TROISIÈME

### *Modèle International de Fluctuations et Management Délégué*

#### **1. Introduction**

Depuis les travaux fondateurs de Prescott et Mehra (1980) et de Brock (1982), les modèles dynamiques d'équilibre général ont permis de répliquer de nombreux faits stylisés associés aux cycles réels, contribuant ainsi à une meilleure compréhension de la macroéconomie moderne. Les progrès enregistrés par la théorie du cycle réel sont souvent issus de la résolution de divergences entre les prévisions établies par les modèles et les faits stylisés recensés. Dans un article, qui est devenu par la suite une référence incontournable en macroéconomie internationale, Backus, Kehoe et Kydland (1992,1995) ont mis clairement en évidence les difficultés rencontrées par les modèles dynamiques d'équilibre général à reproduire les caractéristiques des données associées aux cycles réels internationaux. Ils ont notamment calculé les corrélations croisées entre les principaux agrégats économiques américains et ceux d'autres pays industrialisés. Leurs résultats permettent d'établir que les corrélations de la production sont généralement plus élevées que les corrélations de la productivité (mesurée par les résidus de Solow), elles mêmes plus fortes que les corrélations des consommations. Autres faits stylisés des fluctuations internationales à rapporter de leur étude, les corrélations entre les agrégats internationaux sont généralement positives en particulier pour la production, l'investissement et l'emploi. Extension du modèle de cycle réel standard de Kydland et Prescott (1982), le modèle dynamique international d'équilibre général de Backus, Kehoe et Kydland (BKK par la suite), basé sur l'hypothèse de marchés complets, aboutit à des conclusions

contraires à l'observation des faits. Le parfait partage du risque conduit à une corrélation unitaire des consommations et le différentiel de productivité créé entre les deux pays suite à un choc technologique génère des corrélations négatives entre production, investissement et emploi. Par ailleurs, le modèle BKK génère des fluctuations liées aux termes de l'échange qui ne sont pas aussi importantes que celles observées dans les données. Ces caractéristiques illustrent une anomalie que les auteurs nomment « quantity anomaly » (énigme de la quantité). C'est donc à l'aune des faits stylisés établis par les travaux de Backus, Kehoe et Kydland, que de nombreux modèles ont cherché à relever le défi posé par cette énigme. Si de nombreuses tentatives de réponse ont été apportées, elles demeurent très souvent incomplètes. Elles permettent néanmoins de tirer deux enseignements : la nécessité de quitter le cadre conceptuel du modèle IRBC standard et le besoin de vérifier la robustesse et la signification des faits stylisés. Ce deuxième point semble pourtant avoir été négligé. Alors que Backus, Kehoe et Kydland (1995) définissent une économie théorique représentée par les États-Unis, d'une part, et l'Europe d'autre part, force est de constater avec Ambler et al. (2004) que cette hypothèse n'est pas représentative des relations bilatérales qui existent entre les autres pays. Comme l'ont fait remarquer très récemment Ambler et al. (2004) des différences notables sont à signaler. En proposant l'étude de 190 corrélations croisées pour un échantillon de 20 pays développés sur une période allant du premier trimestre 1960 au quatrième trimestre 2000, les auteurs généralisent et affinent les résultats initiaux établis comme référence par Backus, Kehoe et Kydland (1995). De l'analyse des corrélations des agrégats macroéconomiques, une caractéristique essentielle émerge : les corrélations sont pour la plupart significativement positives, d'une amplitude similaire et plus faibles que celles reportées par Backus, Kehoe et Kydland (1995). Le fait saillant serait, selon les

auteurs, la faible corrélation des consommations. En fait, il apparaît de façon prégnante, et ce pour les différentes périodes d'analyse, que les corrélations entre les États-Unis et l'Europe sont beaucoup plus élevées que les corrélations bilatérales pour un échantillon de 20 pays industrialisés. Il n'y aurait donc pas de co-mouvements forts entre les pays. Cette nouvelle perception des faits stylisés associés aux fluctuations internationales invite à une reconsidération de l'énigme de la quantité. La réplique des corrélations associées aux agrégats macroéconomiques demeure un défi pour les modèles dynamiques internationaux d'équilibre général et ce d'autant que la corrélation des consommations s'avère statistiquement plus faible que prédite par les modèles où un haut degré de partage du risque existe : les économies affichent une intégration financière croissante<sup>60</sup>.

Fidèle à une approche initiée par Cass (1965), puis généralisée par Brock (1982) et Prescott et Mehra (1980) avant d'être appliquée aux cycles réels, d'abord dans un contexte domestique par Kydland et Prescott (1982), puis dans un cadre international par Cantor et Mark (1988), le cadre d'analyse de la macroéconomie dynamique repose sur le postulat que l'ensemble des agents économiques peut être efficacement représenté par un agent représentatif unique. Si cette hypothèse a montré son intérêt et sa pertinence dans la reproduction de nombreux faits stylisés recensés dans la littérature économique, elle a eu aussi pour conséquence de mettre sous le boisseau les problèmes d'agence associés à la séparation du contrôle et de la propriété. Le cadre théorique du modèle présuppose que ces problèmes peuvent être résolus par la gestion complète des décisions managériales. Dans ce contexte, toutes les décisions intertemporelles cruciales seront prises dans l'intérêt de l'agent représentatif actionnaire, consommateur, épargnant eu égard à son taux marginal de substitution intertemporelle. Or,

---

<sup>60</sup> Voir notamment pour des références très récentes Becker et Hoffmann (2006), Sorensen et al. (2007) et Lane et Milesi-Ferreti (2006).

comme le rappelle la réalité quotidienne, il apparaît clairement que la séparation du contrôle et de la propriété est la règle ; les actionnaires éprouvant des difficultés certaines à gérer de façon efficace d'éventuels conflits d'agence. Aux managers incombent les décisions relatives à l'investissement et à l'emploi. Force est de constater que les managers et les actionnaires affichent des comportements distincts qu'il serait difficile d'ignorer quand on cherche à étudier les décisions d'investissement. Très récemment, Danthine et Donaldson (2005, 2008) ont relevé ce défi et proposé d'analyser les implications macroéconomiques de la séparation de la propriété et du contrôle. Les auteurs abandonnent l'hypothèse d'agent représentatif en proposant un modèle de croissance stochastique où les actionnaires, travailleurs, consommateurs embauchent un manager en charge des décisions d'emploi et d'investissement. Le principal enjeu de cette approche réside dans la recherche d'un contrat de rémunération permettant de concilier les intérêts du manager à ceux des actionnaires. Si ce contrat existe, il doit vérifier que le taux d'actualisation du manager (i.e. : son taux marginal de substitution intertemporelle) est en conformité avec celui de l'actionnaire (les deux taux doivent être égaux). Dans le cas contraire, des conflits d'agence demeurent. Dans ce cadre où les conflits d'intérêt sont endogènes, Danthine et Donaldson (2005, 2008) démontrent qu'un contrat optimal existe. Il doit avoir deux composantes : une composante incitative proportionnelle aux free cash flows générés par l'entreprise et une composante salariale indexée à la masse salariale. Toutefois, la détermination de cette composante salariale relève de la gageure. Et les auteurs de démontrer qu'un échec sur ce point modifierait grandement la politique d'investissement entraînant par là même des conséquences macroéconomiques qui divergent de celles établies dans le cadre d'un modèle de croissance stochastique

avec agent représentatif<sup>61</sup>. Il est d'ailleurs possible, comme l'envisagent Danthine et Donaldson que ce contrat ne puisse être défini, notamment lorsque les conflits d'agence sont relativement sévères. Ainsi, le comportement du manager illustrerait l'hypothèse de la vie calme («quiet life hypothesis») introduit par Smith et Stulz (1985) : il afficherait une certaine passivité à l'égard de l'investissement. Effectivement, afin de s'assurer un revenu permanent, le manager va chercher un free cash flow (ou un dividende<sup>62</sup>) qu'il peut obtenir en réalisant un investissement plus faible, ceteris paribus. La politique d'investissement optimale requiert pour le manager un sentier de consommation trop variable et trop contracyclique. Pour se protéger et se garantir une rémunération moins risquée, le manager opte pour un investissement plus lisse. L'une des conséquences de ce comportement est de rendre plus variable la consommation de l'actionnaire qui va absorber une plus grande partie du choc de productivité. Autre conséquence à signaler : la réaction de l'emploi au choc sera également beaucoup plus faible.

Développé dans un cadre purement domestique, le modèle avec management délégué n'a pour l'instant jamais été étendu à un cadre international. Pourtant ses propriétés devraient offrir des perspectives prometteuses quant à la résolution de l'énigme de la quantité surtout au vu des faits stylisés mis en évidence par Ambler et al. (2004). En effet, le lissage de l'investissement devrait conduire à une limitation des mouvements de capitaux et devrait atténuer, voire inverser le caractère négatif associé aux corrélations de l'output et de l'investissement. Par ailleurs, en raison de l'hypothèse de marchés incomplets, d'une part, et de la plus forte variabilité de la consommation des actionnaires, d'autre part, l'hypothèse de

---

<sup>61</sup> C'est ce cas que nous avons choisi d'étudier dans un cadre international à deux pays.

<sup>62</sup> Dans le modèle de Danthine et Donaldson (2005, 2008) le free cash flow est égal au dividende et sert de base au calcul de la rémunération proportionnelle du manager.



parfait partage du risque est à relâcher. Sous l'hypothèse de marchés incomplets, l'augmentation de l'output domestique n'est pas complètement partagée à l'étranger. Dans ces conditions, il est possible d'anticiper un effet richesse plus important dans le pays domestique et plus faible dans le pays étranger. Comme l'ont montré les travaux de Baxter et Crucini (1995) et très récemment ceux de Boileau et Normandin (2008), sous l'hypothèse de marchés complets, l'augmentation de la productivité domestique entraîne une augmentation de l'output domestique qui doit être partagée à l'étranger. Le partage du risque réduit l'effet de richesse domestique et augmente l'effet de richesse étranger, provoquant, entre autres, l'énigme de la quantité. Or, comme le démontrent Boileau et Normandin (2008), un fort effet de richesse dans le pays domestique et un faible effet de richesse dans le pays étranger, peuvent, toutes choses égales par ailleurs, conduire à une diminution de l'énigme de la quantité. La différence dans les effets de richesse domestiques et étrangers tend à défaire les relations qui existent entre la consommation domestique et la consommation étrangère, réduisant ainsi la corrélation croisée des consommations. Par contre, ces effets de richesse devraient augmenter l'emploi dans les deux pays et entraîner une augmentation de l'output. En fait, dans le modèle international avec management délégué, la décision d'investissement incombant aux managers, ceux-ci vont agir dans leur propre intérêt. Si des conflits d'agence existent<sup>63</sup> (i.e. lorsque le contrat de rémunération des managers n'est pas celui garantissant la situation optimale des managers<sup>64</sup>), les taux marginaux de substitution intertemporelle des managers ne seront pas égaux à ceux des actionnaires : le parfait partage du risque n'existe plus et les flux d'investissement vers le pays enregistrant un choc de productivité positif ne sont plus automatiques. Contrairement à l'approche initiale de Backus,

---

<sup>63</sup> Cette situation prévaut dans la réalité et est celle considérée ici.

Kehoe et Kydland (1995), nous ne considérons pas dans un premier temps, l'existence d'actifs contingents Arrow-Debreu. Par contre, nous cherchons à refléter le fait stylisé associé à l'intégration croissante des marchés financiers internationaux. La corrélation des consommations devrait donc être plus faible, *ceteris paribus*. En conséquence, la réaction de la demande de travail devrait être plus faible et entraîner des corrélations des heures de travail non négatives. Afin de vérifier ces anticipations, nous proposons d'étendre au cadre international le modèle avec management délégué de Danthine et Donaldson (2005), en offrant ainsi un nouvel éclairage de l'énigme de la quantité. Par ailleurs, nous cherchons également à faire écho à la position d'Obstfeld et Rogoff (2001) en associant à l'énigme de la quantité une seconde énigme irrésolue en finance internationale : l'énigme du phénomène de préférence pour les titres nationaux. Dans le modèle de Danthine et Donaldson (2005, 2008) la décision d'investissement incombe au manager. Celle-ci a un impact certain sur la dynamique du cycle surtout si le contrat de rémunération du manager n'est pas exactement conforme aux intérêts des actionnaires. Ainsi, nous proposons d'analyser l'impact d'une détention limitée et contrainte de titres étrangers par les managers domestiques sur la dynamique des cycles et sur leur diffusion internationale. Adoptant les recommandations d'Obstfeld et Rogoff (2001), et à la suite de Carmichael et Coën (2003) et Martin et Rey (2004)<sup>65</sup>, nous introduisons un coût de transaction à la détention de titres étrangers. Cette contrainte génère une préférence pour les titres domestiques et modifie de facto la rémunération du manager. Celui-ci va chercher à maintenir son niveau d'utilité en lissant sa consommation et en modifiant son comportement d'investissement. Comme nous le montrons dans l'annexe 1 de ce

---

<sup>65</sup> Nous tenons à préciser que Carmichael et Coën (2003), et Martin et Rey (2004) se situent dans un modèle à deux périodes, permettant de générer de façon endogène la composition optimale des portefeuilles. Nous utilisons nous un modèle international dynamique de fluctuations à horizon de vie infinie, conforme à celui développé initialement par Backus, Kehoe et Kydland (1995).

chapitre, la prise en considération du phénomène de préférence pour les titres nationaux va modifier le contrat de rémunération du manager. Ce nouveau contrat s'éloigne du contrat de rémunération optimale qui assurerait une absence des conflits d'agence : grâce notamment à l'égalité des taux marginaux de substitution intertemporelle des managers et des actionnaires. Notre objectif est d'évaluer les conséquences de la modélisation de la détention de titres étrangers par les managers domestiques sur le contrat optimal de rémunération liant actionnaires et managers, et plus particulièrement sur l'énigme de la quantité.

Dans la seconde section, nous dressons une brève revue de littérature consacrée à la résolution de l'énigme de la quantité. Nous présentons le cadre théorique du modèle international de fluctuations avec management délégué dans la troisième section. La technique de résolution utilisée est développée dans la troisième section. Puis, nous définissons le calibrage du modèle avant de présenter les résultats dans la quatrième section. La cinquième section apporte nos conclusions et ouvre de nouvelles pistes de recherche.

## **2. L'énigme de la quantité dans la littérature consacrée aux fluctuations internationales**

Les faits stylisés établis par Backus, Kehoe et Kydland (1992, 1995) ont fait l'objet d'un très large consensus dans la littérature consacrée aux fluctuations internationales. Afin d'évaluer la capacité des modèles internationaux de cycles réels à répliquer les corrélations entre les agrégats macroéconomiques, Backus, Kehoe et Kydland (1995) ont développé un modèle à 2 pays et confronté ses prévisions avec les données. Ils ont ainsi reporté les corrélations croisées pour la même variable économique entre les États-Unis et un échantillon de pays

européens, établissant les caractéristiques suivantes. Les corrélations croisées de l'output sont plus élevées que les corrélations croisées associées aux chocs technologiques (mesurés par les résidus de Solow). Sans exceptions, les corrélations de l'output sont plus élevées que les corrélations croisées de la consommation, elles-mêmes généralement plus faibles que les corrélations croisées de la productivité. L'observation de ces résultats a permis d'établir que les fluctuations internationales affichent les faits stylisés suivants :

**Tableau 1: Cycles réels dans les économies réelles : données de Backus, Kehoe et Kydland (BKK) (1995) et Ambler, Cardia et Zimmermann (ACZ) (2004).**

	Données BKK(1995)	Données ACZ : 1960-2000	Données ACZ :1973-2000	Données ACZ :1973-1990
<b>Écart-type</b>				
Output	0.02			
<b>Écart-type relatif</b>				
<b>Par rapport à l'output</b>				
Consommation	0.75			
Conso. managers				
Conso.épargnants				
Investissement	3.27			
Heures travaillées	0.61			
Exportations nettes				
<b>Corrélations avec output</b>				
Consommation	0.82			
Conso.managers				
Conso.épargnants				
Investissement	0.94			
Heures travaillées	0.88			
Exportations nettes	-0.37			
<b>Corrélations entre pays</b>				
Consommation	<b>0.51</b>	<b>0.14</b>	<b>0.15</b>	<b>0.14</b>
Conso.managers				
Conso.épargnants				
Output	<b>0.66</b>	<b>0.22</b>	<b>0.28</b>	<b>0.3</b>
Investissement	<b>0.53</b>	<b>0.18</b>	<b>0.22</b>	<b>0.22</b>
Heures travaillées	<b>0.33</b>	<b>0.25</b>	<b>0.26</b>	<b>0.25</b>

Il apparaît clairement que les corrélations croisées de l'output, de l'investissement et de l'emploi sont positives. Par ailleurs, la corrélation des productions est plus élevée que la corrélation des consommations. Les principaux problèmes à l'origine de l'anomalie, résident dans les prédictions du modèle de cycles réels. De fait, le modèle prédit un ordonnancement opposé à celui constaté dans la réalité et des corrélations croisées négatives pour l'output, l'investissement et l'input associé au travail (l'emploi). Le partage international du risque constitue l'explication à la forte corrélation croisée de la consommation. Dans le modèle de base, il existe des incitatifs forts à utiliser les inputs productifs de façon plus intensive dans le pays bénéficiant du différentiel de productivité positif. Ceci tend à générer une corrélation négative de la production, de l'investissement et de l'emploi. L'impact de la productivité sur l'emploi apparaît principalement à cause de l'effet de substitution intertemporelle sur l'offre de travail. L'offre de travail augmente dans le pays bénéficiant du choc de productivité positif. S'il existe des effets de diffusion technologique, les agents dans l'autre pays anticipent une augmentation et ont intérêt à réduire leur travail<sup>66</sup>.

Par ailleurs, les principales conséquences du modèle de base peuvent être résumées de la façon suivante. La corrélation croisée des consommations est très élevée (0.88), les corrélations croisées de la production (-0.21), de l'investissement (-0.94) et de l'emploi (-0.94) apparaissent fortement négatives, en contradiction avec les faits stylisés. Ces prévisions ne dépendent pas des choix de calibrage du modèle<sup>67</sup>.

---

<sup>66</sup> Il existe également un effet richesse qui va réduire leur offre de travail si le loisir est considéré comme un bien normal.

<sup>67</sup> Les corrélations reportées sont celles figurant dans le tableau 4 de l'article de Backus, Kehoe et Kydland (1995) in Cooley (1995), pp. 339. La modélisation retenue est une extension du modèle de Kydland et Prescott (1982) avec fonction d'investissement, «Time-to-build».

Comme le rapportent Ambler et al. (2004) et Crucini (2006), parmi d'autres, de nombreuses études ont cherché à développer des modèles compatibles avec ces faits stylisés. D'aucuns ont ainsi modifié les contraintes de l'échange entre les agents. Kollman (1995, 1996) et Baxter et Crucini (1995) développent des modèles avec des marchés incomplets réduisant la corrélation croisée de la consommation. Par contre les corrélations de la production, de l'investissement et des heures de travail demeurent négatives. Kehoe et Perri (2002) proposent un modèle dans lequel les emprunts internationaux ne sont pas complètement exécutoires, rendant le degré d'incomplétude endogène. Le modèle permet de générer des co-mouvements positifs pour la production, l'investissement et l'emploi. Ricketts et McCurdy (1995) construisent un modèle à deux pays intégrant la monnaie et différents taux de croissance de la productivité entre les pays. Dans la version de leur modèle où il n'existe pas d'échanges internationaux dans les biens d'investissement, ils obtiennent un ordonnancement des corrélations croisées entre les agrégats économiques assez compatibles avec les données utilisées par Backus, Kehoe et Kydland (1995).

D'autres études modifient la spécification des préférences des agents afin de modifier les effets du partage du risque sur les co-mouvements de la consommation. Devereux et al. (1992) développent un modèle avec une non-séparabilité particulière entre la consommation et le loisir. Cette démarche leur permet de réduire la corrélation croisée de la consommation prédite par le modèle de base. Stockman et Tesar (1995) introduisent un secteur de biens non échangés dans chaque pays, et parviennent ainsi à diminuer la corrélation de la consommation tout en augmentant la corrélation de la production. Il n'empêche. L'ampleur reste faible et les résultats ne parviennent pas à répliquer les faits

stylisés mis en évidence par Backus, Kehoe et Kydland (1995), d'autant qu'ils ne considèrent pas les corrélations croisées associées à l'investissement et aux heures de travail. L'anomalie de la quantité pour les biens échangés reste une énigme. Plus récemment, Canova et Ubide (1998) développent un modèle à deux pays prenant spécifiquement en considération la production des ménages. Leur modèle permet de générer des corrélations de la production similaires à celles de la consommation, et également des corrélations positives et pour l'investissement et pour l'emploi.

Un autre champ de la littérature s'intéresse aux co-mouvements internationaux en adoptant des préférences standards mais en explorant l'impact de la désagrégation de la production. Ce courant se rattache à une étude initiale de Stockman (1988). En décomposant, les mouvements internationaux de la production en composantes spécifiques à l'industrie et en composantes spécifiques au pays, Stockman montre à travers une étude empirique que les chocs technologiques ne peuvent expliquer seuls les fluctuations internationales. Costello et Praschnik (1993) développent un modèle à deux pays avec deux secteurs. L'un produit un bien intermédiaire l'autre produit un bien final unique. Sous l'hypothèse de marchés complets et de fonctions d'utilité séparables entre la consommation et le loisir, la consommation apparaît parfaitement corrélée entre les deux pays. Si leur modèle prédit une corrélation croisée plus élevée pour la production que le modèle de Backus, Kehoe et Kydland (1995), il n'examine pas les corrélations croisées de l'investissement et de l'emploi. Head (2001) construit un modèle à deux pays avec des biens intermédiaires différenciés et l'hypothèse de compétition monopolistique. Il démontre, entre autres, que l'augmentation des rendements associés aux différents biens intermédiaires peut contribuer à générer une transmission internationale positive du cycle réel. Ambler et al. (2002) proposent

un modèle à deux pays avec des secteurs comprenant de multiples biens échangeables. Si leur modèle permet de répliquer de façon satisfaisante les corrélations de la plupart des agrégats macroéconomiques, il échoue à reproduire la corrélation de la consommation. Nous pouvons également noter que les modèles avec prix fixés à l'avance, tels que ceux développés par Betts et Devereux (1996, 2000) et plus récemment par Chari, Kehoe et McGrattan (2002), génèrent des fluctuations plus faibles de la consommation lorsque les prix sont libellés dans la devise étrangère.

Par ailleurs, les modèles internationaux avec marchés incomplets ont également été simulés sous l'hypothèse jointe de chocs très fortement persistants (0.99) et d'effets de diffusion nuls. Baxter et Crucini (1995) et Kollmann (1996) révèlent que dans ces conditions l'énigme de la quantité diminue. La corrélation croisée des outputs devient effectivement positive et la corrélation croisée des consommations peut même devenir négative (Baxter et Crucini (1995) et Boileau et Normandin (2008)). Toutefois ce contexte où les effets de diffusion sont absents ne correspond pas à la réalité et aux faits stylisés observés. Boileau et Normandin (2008) démontrent très récemment que cette hypothèse jointe est nécessaire pour obtenir cette relative amélioration. En effet, malgré cette hypothèse contraignante, les corrélations associées à l'investissement et à l'emploi restent négatives comme le révèlent l'étude de Le Tendre (2000). Le processus de chocs suggérés par Backus, Kehoe et Kydland semble donc plus conforme à la réalité.

Très récemment Fonseca, Patureau et Sopraseuth (2008) ont proposé une explication à l'énigme de la quantité en utilisant un modèle d'équilibre générale dynamique s'inscrivant dans le cadre de la nouvelle macroéconomie ouverte. Leurs résultats témoignent de la nécessité de considérer deux types de frictions



qui prises individuellement ne permettent pas d'apporter une réponse satisfaisante à l'énigme (Hairault (2002), Kollman (2001)). D'une part, à la suite d'Hairault (2002), les auteurs introduisent des frictions sur le marché du travail grâce à une fonction à la Mortensen et Pissarides (1999). D'autre part, ils prennent également en considération la rigidité des prix nominaux et l'existence d'une compétition monopolistique sur le marché des biens. Les meilleurs résultats de leur modélisation sont obtenus en présence de deux types de chocs, technologique et monétaire, lorsque les marchés du travail sont hétérogènes. Nous pouvons également noter que les résultats de simulations restent dans l'ensemble plus élevés que les faits stylisés recensés par Backus, Kehoe et Kydland (1995), d'une part, et par Ambler, Cardia et Zimmerman, d'autre part (2004). Par ailleurs, la décision d'investissement, ne constituant pas leur problématique principale, n'est pas explicitement traitée. Leurs résultats soulignent l'importance certaine des frictions dans l'explication de l'énigme de la quantité.

À l'aune de ces nombreuses études (dont la liste n'est pas exhaustive), force est de constater avec Ambler et al (2004) qu'il apparaît nécessaire d'abandonner les hypothèses restrictives du modèle de base de Backus, Kehoe et Kydland (1995), pour inverser ses prévisions concernant l'ordonnancement des corrélations croisées de la consommation, des résidus de Solow et générer des corrélations positives pour la production, l'investissement et les heures de travail. Notre démarche s'inscrit dans cette perspective. Elle vise à généraliser à un cadre international l'approche suggérée, dans un contexte exclusivement domestique, par Danthine et Donaldson (2005, 2008) et à démontrer ainsi sa contribution potentielle à expliquer la transmission du cycle réel. En déléguant la décision d'investissement à des managers qui vont chercher à maximiser leur propre utilité,

différente de celles des actionnaires, nous brisons la relation sur laquelle repose l'énigme de la quantité : « This tendency to make hay where the sun shines »<sup>68</sup>.

Par ailleurs, à la suite d'Obstfeld et Rogoff (2001), nous cherchons à relier deux énigmes irrésolues en finance internationale et à analyser leurs dépendances. À l'énigme de la quantité, nous associons le phénomène de préférence pour les titres nationaux généré par des coûts de transaction à la détention de titres étrangers<sup>69</sup>. Le principal défi consiste alors à contribuer à la résolution d'une énigme sans aggraver l'autre.

### **3. Le modèle**

Nous considérons ici un modèle de cycles réels dans un cadre international à deux pays avec un bien unique produit dans chaque pays. Les pays sont identifiés de la façon suivante ; domestique (D) et étranger (F). Les variables associées suivent la même identification. Toutefois, nous distinguons deux grandes catégories d'agents ; les managers de la firme et les consommateurs-épargnants qui leur ont délégué leur pouvoir de gestion. Grâce à cette approche, nous pouvons distinguer le capital tangible du capital financier. Afin de poursuivre dans cette voie, nous verrons par la suite qu'il peut être intéressant d'octroyer aux managers une décision d'investissement supplémentaire en leur permettant notamment de

---

<sup>68</sup> Suite à un choc de productivité domestique, l'investissement étranger ne diminue pas mécaniquement au profit de l'investissement domestique pour satisfaire la consommation des actionnaires-consommateurs étrangers. Dans le modèle international avec management délégué que nous développons, un tel mécanisme de flux de capitaux va à l'encontre des intérêts et de l'utilité du décideur et investisseur ; le manager. Même si la corrélation des chocs de productivité est nulle, la corrélation des investissements n'est pas fortement négative comme dans le modèle avec marchés complets de Backus, Kehoe et Kydland ; elle peut même être positive sous certaines conditions (émission d'actions notamment). Si les chocs de productivité sont corrélés positivement, les corrélations de l'investissement, de la production et des heures de travail apparaîtront positives.

<sup>69</sup> Conformément au courant fondateur de la littérature consacrée au phénomène de préférence pour les titres nationaux, initié par French et Poterba (1991) et synthétisée par Lewis (1999) ou plus récemment par Hau et Rey (2008), nous ne considérons ici que les actions. La prise en considération des obligations pourra faire l'objet d'une future étude.

recourir à un appel d'offre pour augmenter la capacité de financement de la firme : émission d'actions supplémentaires<sup>70</sup>. Cette démarche complémentaire, nous permettra d'envisager l'étude du rôle des marchés financiers dans la diffusion des chocs de productivité.

Ainsi, nous redéfinissons le rôle du consommateur-épargnant en appuyant notre démarche sur le modèle initial de Lucas (1978), faisant ici écho dans un cadre international à l'approche suggérée par Shorish et Spear (2005). Le principal apport réside surtout dans la redéfinition de la firme telle que proposée par Danthine et Donaldson (2005, 2008), dans un cadre théorique exclusivement domestique.

### **3.1 Préférences de l'entrepreneur**

La production de chacune des économies est réalisée par une firme unique parfaitement compétitive, représentant un continuum de firmes identiques elles mêmes parfaitement compétitives. Il existe également un continuum d'agents identiques, choisis en début de période pour gérer de façon permanente la firme. Ces agents ou managers agissent collégalement et définissent ainsi collectivement l'entrepreneur ou le manager représentatif. Celui-ci est supposé, dans le modèle, bénéficier d'un horizon de vie infini. Le manager est donc indépendant et nous supposons qu'il prend toutes les décisions en vue de maximiser sa propre utilité intertemporelle qui de facto se distingue de celle du consommateur-épargnant représentatif. Celui-ci, conscient de son manque d'information sur les performances et les perspectives de la firme, accepte de déléguer au manager son

---

<sup>70</sup> C'est d'ailleurs par cette décision que la corrélation des investissements va apparaître plus importante que la corrélation des consommations dans le modèle international avec management délégué.

pouvoir de décision quant à l'investissement et à la demande de travail. Il ne peut lui-même prendre les décisions optimales et éprouve des difficultés certaines à définir la nature des contrats d'agence qui contraindraient le manager à agir dans ses propres intérêts. Comme le font remarquer, Danthine et Donaldson (2005, 2008), la qualité supérieure de l'information dont jouit le manager est telle qu'elle rend caduque l'existence de marchés Arrow-Debreu et génère de facto une incomplétude des marchés. Dans ces conditions, les préférences du manager sont différentes de celles des actionnaires et se distinguent de façon prégnante de celles émises par l'agent représentatif du modèle de croissance dynamique standard. Afin d'établir la rémunération du manager nous adoptons et reprenons la démarche initiée par Danthine et Donaldson (2005, 2008). Nous considérons par conséquent que le manager ne perçoit pas explicitement de salaire horaire, éliminant ainsi le choix entre le travail et le loisir. Nous avons également considéré que sa fonction d'utilité était indépendante de son niveau d'effort<sup>71</sup>. Évoluant dans un contexte d'économie ouverte, nous supposons à la différence de Danthine et Donaldson (2005) que le manager peut percevoir une rémunération extérieure. Celle-ci provient de la détention de titres étrangers, plus particulièrement des actions émises par la firme représentative étrangère. La propriété de ces titres lui donne droit aux dividendes à hauteur de sa participation dans la firme. À travers cette détention d'actifs étrangers, le manager domestique a donc la possibilité d'effectuer une diversification de son portefeuille et profiter ainsi des avantages associés au partage du risque, lorsque celui-ci existe. Afin de tenir compte du phénomène de préférence pour les titres nationaux, nous introduisons des coûts de transaction à la détention d'actifs financiers étrangers. Ces coûts vont de fait limiter la détention de titres étrangers et par là même la

---

<sup>71</sup> Dans une étude future, nous pourrions prendre en considération l'effort dans la fonction d'utilité.

rémunération que le manager domestique peut en espérer. À la suite d'Obstfeld et Rogoff (2001), et Martin et Rey (2004), parmi d'autres, nous considérons qu'il s'agit de coûts de transaction proportionnels,  $\theta C$ , dont l'une des particularités est d'amputer le dividende perçu par le manager domestique du montant du coût<sup>72</sup>. Nous utilisons cette particularité dans une modélisation simple de la détention de titres étrangers en présence de coûts de transaction. Nous tenons à préciser que nous sommes toutefois confrontés à un écueil (ou problème) non négligeable dans la mesure où la demande d'actifs financiers à l'équilibre stationnaire pourrait rester indéterminée, rendant particulièrement complexe la résolution du système dynamique. Confronté à ce problème, Lucas (1982) a proposé de considérer un équilibre «perfectly pooled». Dans ces conditions, dans une économie à deux pays, les agents représentatifs domestique et étranger bénéficient à l'origine d'une dotation identique. De façon plus précise, les agents de chaque pays détiennent chacun la moitié des dotations domestiques et la moitié des dotations étrangères. À l'origine, les agents évoluent dans un cadre de dotations parfaitement symétrique qui le reste quelle que soit l'évolution des fluctuations. Concrètement, l'agent domestique détient 50% de la capitalisation boursière du pays domestique et 50% de la capitalisation du pays étranger à l'origine et va conserver cette répartition quelle que soit la conjoncture économique. De fait, le rôle des marchés

---

<sup>72</sup> Comme l'ont montré French et Poterba (1991), ce montant peut s'avérer relativement élevé. Nous pouvons également noter qu'il suffit d'un coût de transaction sur le prix du titre (et non sur le dividende) relativement faible (de l'ordre de 5% environ) pour amputer le dividende de 100% de sa valeur et générer ainsi une préférence pour les titres nationaux dans le cadre de notre modélisation. Ce coût de transaction intègre les coûts réels mais également les coûts fictifs perçus par les agents (coûts d'acquisition d'information notamment). Afin d'illustrer ce point, nous pouvons prendre l'exemple suivant. En général le dividende / yield (i.e. le dividende par action / le prix par action) oscille autour de 5%. Martin et Rey (2004) démontrent dans un modèle multipériodique (différent du nôtre) qu'un coût de 5% sur le prix du titre peut générer un phénomène de préférence comparable à celui constaté sur les marchés financiers. En prenant un dividende yield moyen de 5% (perçu par l'agent ne supportant aucun coût à la détention d'actifs étrangers), il suffit d'un coût de transaction de 3.75 % dans le cas d'un équilibre comparable au nôtre pour amputer le dividende de 75% de sa valeur. Comme nous le voyons plus tard dans le calibrage, une amputation de 75% de la valeur du dividende permet de générer une préférence pour les titres nationaux de 80%, répondant donc à notre attente. À travers ce simple exemple, nous justifions notre choix de calibrage et soulignons la pertinence d'un recours à un modèle avec coût de transaction tel que celui retenu.

financiers est d'une certaine façon mis sous le boisseau. La macroéconomie internationale dynamique, telle que définie par Backus, Kehoe et Kydland (1992, 1995), et supposant la complétude des marchés financiers, a dans son ensemble adopté cette position de Lucas (1982), pour étudier les cycles réels, reléguant ainsi au second plan le rôle des marchés financiers<sup>73</sup>. Cette position a pour conséquence directe d'ignorer la composition dynamique des portefeuilles et leur réallocation suite à l'évolution de la conjoncture économique<sup>74</sup>. Dans une étude théorique récente Judd et Guu (2001) ont cherché à analyser l'équilibre général lorsque les marchés sont incomplets. Sous l'hypothèse volontairement simplificatrice d'une incertitude faible, ils parviennent à étudier la demande d'actifs et l'équilibre des marchés financiers, en recourant aux méthodes de la bifurcation pour calculer les approximations des séries de Taylor nécessaires à l'atteinte de leur objectif, au demeurant très modeste bien que très complexe dans sa réalisation. Comme le mentionnent Judd et Guu (2001), les techniques de linéarisation basées sur le théorème des fonctions implicites, telles que celles sur lesquelles reposent l'approche de King, Plosser et Rebello (1988)<sup>75</sup> ou celles utilisées par Backus, Kehoe et Kydland (1995)<sup>76</sup>, ne s'appliquent pas lorsque le portefeuille d'équilibre est inconnu en l'absence de risque (à l'état stationnaire)<sup>77</sup>. Et les auteurs de

---

<sup>73</sup> Rares sont les modèles basés sur l'approche développée par Backus, Kehoe et Kydland (1995) qui n'adoptent pas à l'origine de façon explicite ou implicite cette proposition de Lucas (1982). Cette position est confortée lorsque les marchés sont complets. Notre position est toutefois différente dans la mesure où ne considérons que les marchés sont incomplets. Nous n'évoluons pas par conséquent dans le cadre d'un équilibre « perfectly pooled » tel que décrit par Lucas. En raison de l'indétermination des compositions des portefeuilles à l'équilibre, nous avons opté pour une répartition 50-50 (à tout le moins égale), fixant ainsi les poids. Nous définissons par conséquent un équilibre où ces poids sont supposés fixes.

<sup>74</sup> De nombreuses études s'intéressent à la composition dynamique des portefeuilles, mais elles ne s'inscrivent pas dans l'approche initiée par Backus, Kehoe et Kydland sur l'analyse des cycles dans une économie ouverte. Voir par exemple Merton (1992) ou Dumas en économie ouverte (1992) pour les travaux fondateurs.

<sup>75</sup> Ou encore Kydland et Prescott (1980). Voir sur ce point Judd et Guu (2001) pour les problèmes rencontrés.

<sup>76</sup> Et plus généralement en macroéconomie dynamique.

<sup>77</sup> Le Jacobien apparaît singulier, notamment. Notons que ce type de problème n'apparaît pas lorsque le risque est modélisé par l'occurrence de plusieurs états de la nature dans des modèles à

proposer une solution à ce problème en utilisant les outils de la théorie de la bifurcation, généralisations de la règle de l'Hôpital. Leur démarche séduisante, nécessite néanmoins d'énormes efforts de calcul en raison notamment de nombreuses manipulations algébriques requises. Par ailleurs, nous pouvons ajouter que le cadre d'analyse choisi par les auteurs est volontairement simple. L'économie à deux pays qui caractérise notre cadre d'analyse est sur de nombreux aspects beaucoup plus compliquée et nécessiterait par conséquent des ajustements eu égard à l'utilisation des techniques de la bifurcation qui dépassent largement l'objet de cette étude. Aussi, nous avons choisi d'opter pour une approche et des hypothèses plus simples quant à la composition du portefeuille du manager domestique, en fixant la répartition des actifs financiers étrangers et domestiques à 50-50, sans pour autant nuire à notre objectif<sup>78</sup>.

Après cette clarification, nous pouvons revenir à la définition du manager. Bénéficiant d'un ensemble d'information plus vaste et de meilleure qualité, le manager n'a pas la possibilité de transiger des actions émises par la firme : nous lui interdisons donc l'accès aux marchés financiers domestiques pour corriger les caractéristiques de sa rémunération incitative. Il est à noter que cette restriction que nous imposons au manager est somme toute commune dans la littérature<sup>79</sup>.

Nous reprenons également l'hypothèse de Danthine et Donaldson (2005) qui interdit au manager d'avoir une position sur le titre sans risque. Les auteurs

---

plusieurs périodes. C'est ce cadre qui a été choisi dans notre chapitre 1 et par Martin et Rey (2004).

<sup>78</sup> Nous tenons à préciser que nous évoluons dans le cadre de marchés financiers incomplets. Notre équilibre n'est donc pas un équilibre « perfectly pooled » tel que défini par Lucas (1982). Nous utilisons par contre son hypothèse pour fixer le poids des actifs financiers domestiques et étrangers afin de contourner le problème d'indétermination évoqué par Judd et Guu (2001) et ainsi parvenir à définir les caractéristiques de l'état stationnaire de notre modèle.

<sup>79</sup> Une hypothèse contraire reviendrait de fait à créer une catégorie d'agents initiés entraînant un biais majeur évident. Nous pourrions néanmoins dans une étude future considérer la détention d'actions domestiques en imposant aux managers des contraintes d'endettement. Voir notamment Bernanke et al. (1999). Ce point mérite effectivement une étude plus approfondie, mais également plus lourde (que nous n'avons pu traiter ici) qui permettrait de donner à notre modèle une approche peut-être un peu moins « ad-hoc ».

démontrent effectivement que cette hypothèse n'a pas d'impact sur le bien-être du manager en présence d'un contrat de rémunération optimal. Par ailleurs, si le contrat n'est pas optimal, cas le plus probable dans la réalité<sup>80</sup>, la possibilité pour le manager de prêter ou d'emprunter au taux sans risque tend à générer pour ce dernier une richesse fortement négative sur une longue période<sup>81</sup>. Il incombe aux actionnaires de définir la nature du contrat de rémunération des managers. Dans sa version la plus simple, Danthine et Donaldson démontrent que ce contrat peut-être modélisé comme étant proportionnel aux flux de liquidité générés par la firme : il s'agit de la composante incitative qui apparaît comme une fonction linéaire de la mesure de la performance de la firme. Le contrat de rémunération du manager, pour lequel nous optons ici, a trois composantes : une composante fixe qui s'apparente à un salaire pouvant fluctuer dans le temps mais indépendant des décisions du manager, une composante incitative qui vient récompenser le manager des performances qu'il a pu enregistrer et une troisième composante associée à la détention coûteuse d'actifs étrangers<sup>82</sup>. Toutefois, sur le deuxième point, nous nous distinguons de façon marginale de l'approche adoptée par Danthine et Donaldson (2005, 2008), en optant pour une modélisation introduite par Bernanke et Gertler (1989) et généralisée par Carlstrom et Fuerst (1997) et Bernanke et al. (1999). Dans ces conditions, le problème d'optimisation du manager domestique peut être modélisé de la façon suivante : le problème d'optimisation du manager étranger est parfaitement symétrique.

$$V^m(k_t) = \text{Max} U^m(c_t^m) + \beta^m V^m(k_{t+1}) \quad (1)$$

---

<sup>80</sup> Le modèle international avec management délégué est développé ici en prenant en considération ce cas.

<sup>81</sup> Cette hypothèse irait à l'encontre de la réalité et des hypothèses sur le fonctionnement des marchés financiers : elle n'a donc pas été retenue. Voir Danthine et Donaldson (2008).

<sup>82</sup> Dans l'annexe 1 à ce chapitre, nous définissons le contrat optimal de délégation tel qu'il apparaît dans une économie à deux pays.



Sous les contraintes :

$$\begin{aligned}
c_t^m &= g^m(\Pi_t) = A_t + g(\Pi_t) + \Gamma(cf_t) \\
A_t &= \frac{(1-\nu)}{\nu} \cdot h_t w_t \\
\Pi_t &= -h_t w_t - \delta k_t - (k_{t+1} - k_t) + \theta_t F(k_t, h e_t, h_t) - \Phi(k_{t+1}, k_t) = cf_t \quad (2 \text{ a, ..., f}) \\
c_t^m, i_t, h_t &\geq 0 \\
\Gamma(cf_t) &= \eta D_t \cdot (1 - \theta C) \cdot \text{div} x_t
\end{aligned}$$

Dans ce problème d'optimisation, la fonction d'utilité périodique du manager est homogène et est représentée par  $U^m(\cdot)$ ;  $\beta^m$  représente le facteur d'escompte intertemporel (nous supposons des anticipations rationnelles) et  $V^m$ , la fonction de valeur. Les variables de décisions du manager sont l'investissement,  $i_t$ , la portion de l'output courant investi à la date t, et  $h_t$ , le niveau d'emploi pour les consommateurs-épargnants. À la suite de Bernanke et al. (1999), nous considérons que l'input travail a deux composantes. La première est associée aux ménages (consommateurs-épargnants)  $h_t$ , et la seconde correspond au travail entrepreneurial,  $h e_t$ . Dans ces conditions, nous avons :

$$l_t = h_t^\nu (h e_t)^{1-\nu} \quad (3)$$

L'offre de travail des managers est supposée inélastique et nous normalisons le travail total du manager représentatif à 1. Cette hypothèse est classique dans la littérature consacrée et est établie par Bernanke et al. (1999) et Carlstrom et Fuerst (1997). La part du revenu associée au travail des managers  $(1-\nu)$  sera très faible lors du calibrage du modèle.

Le vecteur des variables d'état à la date t contient  $k_t$ , le stock de capital de la période t, et  $\theta_t$ , la productivité courante à la date t. La loi de motion du capital est standard, avec  $\delta$  le taux de dépréciation constant du capital physique.  $\Pi$

représente le profit, ou les cash flows,  $cf$ . La rémunération du manager comprend une composante incitative qui dépend des cash flows et une composante salariale fixe,  $A_t$ , à laquelle s'ajoutent les dividendes perçus de la firme étrangère. Comme le démontrent Danthine et Donaldson cette seconde composante peut être proportionnelle à la rémunération servie au consommateur-épargnant (elle représente une fraction de la masse salariale fixée par les actionnaires). La rémunération du manager découle de l'approche présentée par Bernanke et al. (1999) qui considèrent un entrepreneur et un agent travailleur. Nous avons également considéré des coûts d'ajustement similaires à ceux utilisés par Kollmann (1996), représentés par la fonction  $\Phi(k_{t+1}, k_t)$ . Le dividende de la firme est donné par la relation suivante :

$$d_t = -h_t w_t - \delta k_t - (k_{t+1} - k_t) + \theta_t F(k_t, h_t) - \Phi(k_{t+1}, k_t) - g(\Pi_t) \quad (4)$$

$F(.) = \theta_t F(k_t, h_t)$  représente la fonction de production agrégée. Lors du calibrage, cette fonction sera telle que :  $F(.) = \theta_t k_t^\alpha h_t^{(1-\alpha)\nu}$ . Par ailleurs,  $w_t$  représente le salaire déterminé par le marché et  $g$  le paiement contractuel proportionnel aux cash flows accordés aux managers. Il n'y a pas de lissage des dividendes dans ce modèle. La rémunération du manager est une fonction des free cash flows à l'instant  $t$  (relation linéaire) à laquelle s'ajoute une composante salariale,  $A_t$ . Cette rémunération est basée sur l'hypothèse d'un partage du profit entre le manager et l'actionnaire (consommateur-épargnant). Comme nous l'avons mentionné précédemment, la rémunération des managers sous forme de stock-options est ignorée et il est impossible pour le manager d'emprunter ou

d'épargner<sup>83</sup>. À cette rémunération est ajoutée la rémunération en provenance des dividendes de la firme étrangère.

La rémunération du manager domestique associée aux dividendes de la firme étrangère est supposée linéaire :  $\Gamma(cfF_t) = \eta D_t \cdot cfF_t = \eta D_t \cdot divx_t$ <sup>84</sup> où  $\eta D_t$  représente la part des dividendes de la firme étrangère perçue par le manager domestique. Afin de simuler les résultats obtenus avec cette rémunération, nous considérons que cette part est la même pour le manager domestique et pour le manager étranger. Par ailleurs nous calibrons cette valeur pour qu'elle reflète une diversification opérée par le manager. Nous avons donc :  $\eta = \eta D = \eta F$ .<sup>85</sup>

Nous pouvons également rappeler que nous avons adopté l'hypothèse de Danthine et Donaldson (2005) en choisissant d'ignorer la désutilité du travail ou de l'effort. Il est important de noter que nous considérons que le financement de la firme est effectué exclusivement par autofinancement, nous aborderons par la suite le cas où le manager peut émettre des actions supplémentaires et ainsi rendre plus volatile l'investissement. Danthine et Donaldson constatent effectivement que la dichotomie opérée entre ces deux catégories d'agents dans un cadre exclusivement domestique tend à rendre l'investissement très lisse eu égard à l'investissement généré par le modèle de croissance stochastique standard. Nous proposons un palliatif au problème en introduisant un appel d'offre représenté par

---

<sup>83</sup> Ce point pourra faire l'objet de recherches futures, nous permettant de rapprocher notre démarche de celle initialement développée par Cantor et Mark (1988) pour un agent représentatif unique.

<sup>84</sup> Nous pouvons par ailleurs noter que cette rémunération sous forme de dividende proportionnellement aux cash-flows est conforme à la politique de dividende de nombreuses entreprises qui cherchent à éviter une sanction de la part des analystes financiers dans le cas où le versement de dividende ne serait pas facilement lisible par le marché. Les mauvaises surprises sont sanctionnées par le marché (i.e. par les analystes financiers).

<sup>85</sup> Nous pourrions très facilement relâcher cette hypothèse et considérer des valeurs distinctes, mais ce n'est pas notre propos ici. Nous cherchons à analyser l'impact d'une diversification internationale offerte au manager sur son comportement d'investissement. Dans cette perspective l'hypothèse d'une rémunération 50% de titres domestiques et 50% de titres étrangers (bien qu'extrême) peut constituer un point départ.

une émission d'actions par le manager : l'investissement devient de fait plus volatile.

Dans les conditions où seul l'autofinancement est considéré (absence d'émission d'actions), la fonction de valeur du manager domestique peut être écrite de la façon suivante (la fonction de valeur du manager étranger étant elle symétrique) :

$$V^m(kD_t) = U^m(cD_t^m) + \beta^m V^m(kD_{t+1}) + \mu_t (g(cfD_t) + AD_t + \Gamma(cfF_t) - cD_t^m) + \tau_t (\theta D_t F(kD_t, hD_t) - \delta kD_t - wD_t hD_t - (kD_{t+1} - kD_t) - \Phi(kD_{t+1}, kD_t) - cfD_t) \quad (5)$$

$$\text{Avec } \Gamma(cfF_t) = \eta D_t \cdot (1 - \theta C) cfF_t = \eta D_t \cdot (1 - \theta C) divx_t$$

Les conditions du premier ordre sont les suivantes :

$$\begin{aligned} 0 &= -\tau_t + \mu_t g'(cfD_t) \\ 0 &= -\mu_t + U^{m'}(cD_t^m) \\ 0 &= \tau_t (-wD_t + \theta D_t F^{(0,1)}(kD_t, hD_t)) \\ 0 &= \beta^m V^{m'}(kD_{t+1}) + \tau_t (-1 - \Phi^{(1,0)}(kD_{t+1}, kD_t)) \quad (6 \text{ a, b, c, d, e, f}) \\ 0 &= -cD_t^m + g(cfD_t) + AD_t + \eta D_t (1 - \theta C) cfF_t \\ 0 &= -cfD_t - (kD_{t+1} - kD_t) - \delta kD_t - hD_t wD_t - AD_t \\ &+ F(kD_t, hD_t) \theta D_t - \Phi(kD_{t+1}, kD_t) \end{aligned}$$

Après avoir défini le processus d'optimisation auquel est confronté le manager et présenté les conditions du premier ordre. Nous définissons les préférences de l'épargnant-consommateur dans le cadre de notre modèle international de cycles réels. Nous rappelons que notre objectif est d'analyser l'impact du phénomène de préférence pour les titres domestiques (nationaux), sur la décision d'investissement des managers et sur ses conséquences sur l'énigme de la quantité.<sup>86</sup>

---

<sup>86</sup> En raison du problème d'indétermination de l'équilibre des marchés financiers, tel qu'évoqué précédemment la composition optimale des portefeuilles ne peut être définie de façon endogène. Nous faisons varier le coût de transaction ou la part des dividendes étrangers qui sera perçue par le manager national.

### 3.2 Préférences de l'épargnant-consommateur

Nous considérons ici un épargnant-consommateur qui aurait un horizon de vie comparable à celui du manager. L'épargnant utilise son revenu pour acheter  $c_{D,t}$  unités de biens de consommation, et pour acheter  $z_{D,t}$  et  $x_{D,t}$  actions des firmes domestiques et étrangères respectivement. Les actions sont transigées sur les marchés financiers aux prix  $pz_t$  et  $px_t$  respectivement. Les marchés financiers sont incomplets et seules les actions des firmes domestiques et étrangères sont échangées<sup>87</sup>. Dans ce contexte, le problème d'optimisation du consommateur-épargnant domestique s'écrit de la façon suivante, le problème du consommateur-épargnant étranger étant symétrique :

$$V(z_{D,t-1}, x_{D,t-1}) = U(c_{D,t}, 1 - h_{D,t}) + \beta V(z_{D,t}, x_{D,t}) \quad (7)$$

sous la contrainte :

$$w_{D,t} h_{D,t} + z_{D,t-1}(pz_t + \text{div}z_t) + x_{D,t-1}(px_t + \text{div}x_t) = c_{D,t} + z_{D,t} \cdot pz_t + x_{D,t} \cdot px_t \quad (8)$$

Où  $\beta$  est le facteur d'escompte et  $U(\cdot)$  est la fonction d'utilité instantanée.  $\text{div}z_t$  et  $\text{div}x_t$  sont les dividendes par action à la période  $t$  versés par les firmes domestiques et étrangères.

Nous, nous positionnons dans le cadre d'équilibre où la répartition des actifs financiers domestiques et étrangers est fixée de façon exogène<sup>88</sup>, et imposons des poids fixes à  $z_{D,t}$  et  $x_{D,t}$  : i.e. 0.5 moins la part des dividendes servant à rémunérer les managers (dans le cadre du contrat de rémunération et entre l'actionnaire et son manager et de la rémunération provenant des dividendes étrangers), le modèle étant parfaitement symétrique<sup>89</sup>. Dans ces conditions, l'écriture du problème d'optimisation se simplifie.

---

<sup>87</sup> Dans un premier temps, nous n'avons pas considéré la présence d'une obligation. Il en est tenu compte dans la seconde section de ce chapitre qui vient souligner les limites de la modélisation retenue.

<sup>88</sup> Ce problème d'indétermination a déjà été évoqué plus en détails précédemment.

<sup>89</sup> Nous avons également procédé à une simulation illustrant le phénomène de préférence pour les titres domestiques en considérant des poids associés aux titres domestiques compris entre 0.5 et 1 (autarcie). Les principaux résultats du modèle international avec management délégué quant à son

Sous ces hypothèses, les conditions du premier ordre sont les suivantes :

$$\begin{aligned}
0 &= -\lambda D_t + U^{(1,0)}(cD_t, 1 - hD_t) \\
0 &= wD_t \lambda D_t - U^{(0,1)}(cD_t, 1 - hD_t) \\
0 &= cD_t + 0.5 \cdot (1 - \eta x D_t (1 - \theta C) - \eta x F_t) \text{div} x_t \cdot k F_t \\
&+ 0.5 \cdot (1 - \eta z D_t - \eta z F_t (1 - \theta C)) \text{div} z_t \cdot k D_t + hD_t \cdot wD_t
\end{aligned} \tag{9 a, b, c}$$

À l'équilibre général tous les marchés sont à l'équilibre : i.e.

Les conditions d'équilibre sont données par les relations suivantes :

$$\begin{aligned}
1 &= zD_t + zF_t + \eta z D_t + \eta x F_t (1 - \theta C) \\
1 &= xD_t + xF_t + \eta x D_t (1 - \theta C) + \eta x F_t \\
YD_t + YF_t &= cD_t + caD_t + cD_t^m + iD_t + cF_t + caF_t + cF_t^m + iF_t
\end{aligned} \tag{10 a, b, c}$$

Avec  $\eta x D_t = \eta x F_t = \eta z D_t = \eta z F_t = \eta D = \eta F = \eta$  dans notre contexte.

$\theta C$  représente le coût de transaction qui diminue le montant du dividende en provenance de la firme du pays étranger.  $Y$  représente la production,  $i$ , l'investissement et  $ca$ , les coûts d'ajustement du capital, pour chacun des deux pays de l'économie.

### 3.3 Résolution numérique et calibrage

Étant donné la nature du modèle présenté ci-dessus, il n'existe pas de solution analytique et nous devons recourir à une simulation numérique pour étudier le partage du risque dans ce contexte international. Nous allons par conséquent chercher à définir et calculer l'équilibre concurrentiel. Celui-ci peut être calculé numériquement et apparaît comme la solution d'un système d'équations formées des conditions du premier ordre des problèmes d'optimisation des consommateurs-épargnants et des conditions d'équilibre des marchés auxquelles s'ajoutent les conditions du premier ordre associées au problème d'optimisation du manager.

Pour déterminer numériquement cet équilibre, nous utilisons la technique d'approximation développée par King, Plosser et Rebello (1988). Nous calibrons l'économie artificielle décrite dans la première section et calculons l'équilibre numériquement. Les règles de décision à l'équilibre sont ensuite utilisées pour simuler le sentier temporel suivi par les variables économiques étudiées. Les propriétés de ces séries chronologiques simulées sont ensuite comparées aux propriétés statistiques des données correspondantes.

### 3.3.1 Les préférences

En premier lieu, nous considérons des fonctions d'utilité séparables par rapport au travail pour les actionnaires afin de rendre possible l'établissement d'un contrat optimal pour les managers qui ne valorisent pas ici le loisir. Dans ces conditions, nous optons pour une fonction logarithmique simple :

$$U(c, 1-h) = \log(c) + \phi \log(1-h) \quad \text{avec } \phi > 0 \quad (11)$$

En second lieu, nous reprenons la fonction d'utilité de l'agent consommateur-épargnant utilisée par Backus, Kehoe et Kydland (1995), afin de mieux apprécier l'apport de la modélisation que nous proposons ici sur la résolution de l'énigme de la quantité.

$$U(c, 1-h) = \frac{[c^\mu (1-h)^{1-\mu}]^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (12)$$

Par la suite, nous considérons que la fonction d'utilité de l'agent épargnant consommateur peut être représentée par une fonction de type Greenwood, Hercowitz, Huffman (1988) et ce pour les deux pays considérés.

Avec cette spécification, l'offre de travail est déterminée indépendamment du choix de consommation-épargne intertemporel. Ainsi la dimension intertemporelle du travail pour l'actionnaire (i.e. la substitution intertemporelle et les effets richesse) est éliminée.

La fonction d'utilité  $U$  peut être représentée de la façon suivante :

$$U(c, 1-h) = \frac{\left( c + \phi \cdot \frac{(1-h)^\omega}{\omega} \right)^{1-\xi}}{1-\xi} \text{ avec } \phi > 0, \xi > 0, \omega > 0. \quad (13)$$

La spécification que nous avons choisie pour la fonction d'utilité Greenwood, Hercowitz, Huffman (par la suite GHH) est similaire à celle retenue par Mendoza (1991). Nous nous appuyons d'ailleurs sur cette démarche pour définir le calibrage des différents paramètres retenus pour la résolution du système d'équations dynamiques.

S'agissant du manager, la définition de la fonction d'utilité repose sur les hypothèses présentées plus avant et intègre les résultats des travaux de Danthine et Donaldson (2005), notamment en ce qui a trait à la rémunération du manager. La rémunération apparaît comme proportionnelle aux cash flows (profits) générés par la firme et comprend également une composante fixée par les actionnaires (proportionnelle à la masse salariale de l'économie). À ces deux composantes s'ajoute la fraction des dividendes étrangers perçus par le manager domestique, après avoir retranché le coût de transaction. Le contrat de rémunération de l'agent est donné par la relation suivante :

$$g^m(cfD_t) = AD_t + g(cfD_t) + \Gamma(cfF_t) \quad (14)$$

Comme nous l'avons mentionné dans une section antérieure,  $AD_t$ , représente le salaire du manager domestique proportionnel à la masse salariale versée aux épargnants-consommateurs.  $cf_t$  est la mesure de la performance de la firme, fonction des actions entreprises par le manager : i.e. les cash flows ou profits de la firme. Comme le démontrent Danthine et Donaldson (2005) dans leur théorème 3.1, cette rémunération doit être proportionnelle aux cash flows. Il s'agit d'une condition nécessaire et suffisante pour obtenir une allocation Pareto optimale du travail et du capital. Par conséquent nous pouvons écrire :

$$g(cf_t) = \eta \cdot cf_t \text{ avec } \eta > 0. \quad (15)$$

$\eta$  représente la part des cash flows versés aux managers à titres de rémunération.



La fonction d'utilité du manager étant comme le suggèrent Danthine et Donaldson indépendante du loisir, est définie par une fonction CRRA<sup>90</sup> :

$$U^m(c^m) = \frac{(c^m)^{1-\gamma^m}}{1-\gamma^m} \quad (16)$$

Par ailleurs, de nombreuses études tendent à montrer que la composante incitative dans la rémunération du manager est relativement importante. Ainsi les seules stocks-options peuvent représenter plus de 90% de la rémunération totale des dirigeants. Dans le choix des paramètres à affecter à la part de la rémunération incitative, qui peut notamment comprendre des stock-options, nous prenons en considération ce point<sup>91</sup> afin de mieux refléter la réalité<sup>92</sup>.

### 3.3.2 La production

Les deux pays de notre économie produisent un bien unique identique à partir du capital et du travail en utilisant une technologie avec des rendements d'échelle constants de type Cobb-Douglas.

La fonction de production est la suivante :

$$Y_{i,t} = \theta_{i,t} k_{i,t}^\alpha l_{i,t}^{(1-\alpha)} \text{ avec } i = D, F \text{ et } l_t = h_t^\nu (he_t)^{1-\nu} \quad (17)$$

Sachant que  $he_t$  est normalisé à 1 :  $Y_{i,t} = \theta_{i,t} k_{i,t}^\alpha h_{i,t}^{(1-\alpha)\nu}$

Comme nous l'avons mentionné précédemment nous prenons également en considération des coûts d'ajustement du capital définis par la fonction présentée ci-dessous. Nous choisissons une spécification classique similaire à celle utilisée par Kollmann (1996) :

---

<sup>90</sup> Ce choix est courant dans la littérature. Bernanke et al. (1999) face à une problématique différente l'adoptent. Nous n'avons pas tenu compte ici de l'effort.

<sup>91</sup> Les valeurs des paramètres retenues permettent de vérifier ce fait stylisé à l'état stationnaire.

<sup>92</sup> Dans ce contexte, nous nous éloignons du contrat de rémunération optimal, tel que défini dans l'annexe 1.

$$ca_{i,t} = \frac{\psi}{2} \left( \frac{k_{i,t+1} - k_{i,t}}{k_{i,t}} \right)^2 \text{ avec } i = D, F \quad (18)$$

Les fluctuations proviennent de chocs permanents générés par la productivité qui suit un processus autorégressif vectoriel similaire à celui introduit par Backus, Kehoe et Kydland<sup>93</sup> (1995) :

$$\begin{bmatrix} \log \theta_{D,t} \\ \log \theta_{F,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_{DD,t} & \rho_{DF,t} \\ \rho_{FD,t} & \rho_{FF,t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \log \theta_{D,t-1} \\ \log \theta_{F,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{D,t} \\ \varepsilon_{F,t} \end{bmatrix} \quad (19)$$

Avec  $E(\varepsilon_D) = E(\varepsilon_F) = 0$  et  $E(\varepsilon_D^2) = \sigma_{\varepsilon D}^2$ ,  $E(\varepsilon_F^2) = \sigma_{\varepsilon F}^2$  et  $\rho(\varepsilon_{D,t}, \varepsilon_{F,t}) = \rho_\varepsilon$

La procédure de calibrage est classique : nous choisissons les paramètres pour les préférences et la production tels que les moyennes des ratios des séries temporelles agrégées soient égales aux ratios analogues définis par l'état stationnaire de notre économie théorique. Les paramètres technologiques sont calibrés en suivant la démarche de Backus, Kehoe et Kydland (1994, 1995). Ainsi les coefficients d'autocorrélation sont supposés identiques pour les deux pays et fixés à 0.906, les paramètres de diffusion entre les pays sont égaux et fixés à 0.088. Comme dans l'approche BKK, nous établissons la corrélation des productivités entre pays à 0.256. Les facteurs d'escompte pour les deux catégories d'agents, les actionnaires d'une part et les managers d'autre part, sont fixés à 0.99. Le taux de dépréciation du capital est fixé à 0.025 et la part du travail à 0.64. La valeur de  $\phi$  dans les fonctions GHH est établie pour obtenir une valeur stationnaire de 0.33 pour les heures de travail,  $h$ . Suivant Mendoza (1991), nous fixons la valeur de  $\omega$  à 0.55 afin de répliquer l'écart type de l'emploi sur l'output. Le coefficient d'aversion pour le risque des actionnaires est fixé à 2. Cette valeur

---

<sup>93</sup> Nous nous distinguons donc des approches de Kollman (1996) et Baxter et Crucini (1995) qui considèrent le cas où la persistance est très élevée et les effets de diffusion nuls. En fait, cette hypothèse jointe est à l'origine de leurs résultats et de l'explication partielle de l'énigme qu'ils avancent, comme le démontrent Boileau et Normandin (2008). Nos résultats tendent à prouver qu'il n'est pas besoin de retenir cette hypothèse avec un modèle international avec management délégué pour apporter une explication à l'énigme.

constitue la norme dans la littérature économique et financière. Afin de neutraliser le comportement du manager face au risque et les conséquences qu'il pourrait avoir eu égard aux décisions d'embauche et d'investissement, nous adoptons une position médiane en le considérant logarithmique : le paramètre d'aversion pour le risque est fixé à 1<sup>94</sup>. Enfin, nous introduisons un coût de transaction à la détention de titres financiers étrangers,  $\theta C$ , dont la conséquence sera une diminution du dividende étranger perçu par le manager domestique. La valeur de ce coût sera comprise entre 0 (perfectly pooled equilibrium : diversification parfaite du portefeuille) et 1 (impossibilité pour le manager domestique de percevoir des revenus étrangers). Nous choisissons une valeur du coût de transaction égale à 0.75 afin de pouvoir répliquer une préférence pour les titres domestiques de l'ordre de 0.8, telle qu'elle apparaît en moyenne dans la littérature.

**Tableau 2 : Paramètres technologiques et préférence des agents**

	$\beta$	$\beta m$	$\gamma$	$\gamma m$	$\xi$	$\eta$	$\nu$	$\omega$	$\psi$
Préférence Agents	0.99	0.99	2	1	2	0.001	0.99996	0.55	3
	$\rho$	$\rho^*$	$\sigma \varepsilon$	$\rho \varepsilon$	$\alpha$	$\delta$	$\theta C$		
Paramètres technologiques	0.906	0.088	0.00852	0.258	0.36	0.025	0.75		

Avec  $\rho DD = \rho FF = \rho$ ;  $\rho DF = \rho FD = \rho^*$ .  $\sigma \varepsilon$  représente l'écart-type des innovations domestique et étrangère.

#### 4 Simulations et analyse des résultats

Les tableaux 3/A et 3/B reportent les résultats des simulations. Toutes les séries simulées ont été traitées avec un filtre HP, comme le suggèrent Hodrick et Prescott (1997), avant que ne soient calculées les statistiques associées aux

<sup>94</sup> Plus le manager affiche une aversion pour le risque faible (i.e. valeur du paramètre d'aversion pour le risque inférieure à 1), plus son rôle dans le processus d'investissement prend de l'importance. Il est prêt à moins lisser sa consommation, entraînant un investissement plus volatile. Sur le rôle de l'investisseur logarithmique voir notamment Adler et Dumas (1983).

modèles. Dans une première sous section, nous présentons les résultats obtenus des simulations du modèle international avec management délégué, avant de les relativiser dans une seconde sous section où nous cherchons à mettre en évidence l'importance des hypothèses retenues.

#### **4.1.1 Rappels : simulation des modèles internationaux : avec marchés complets et incomplets**

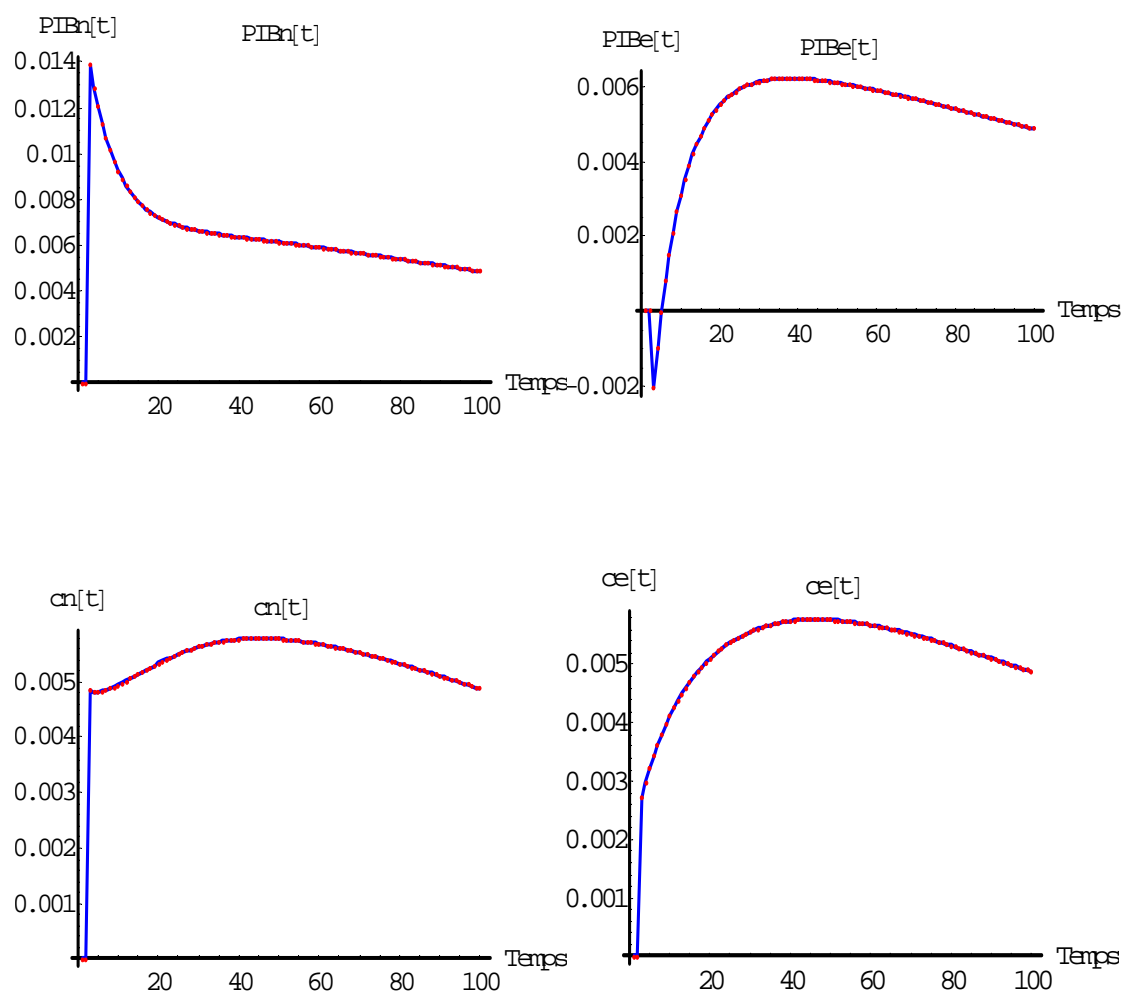
Afin de comparer les performances relatives du modèle international avec management délégué, nous avons simulé avec les mêmes paramètres, le modèle avec marchés complets tel qu'il découle des travaux de Backus, Kehoe et Kydland, ainsi que le modèle avec marchés incomplets tel que suggéré par Baxter et Crucini (1995) et Kollman (1996)<sup>95</sup>.

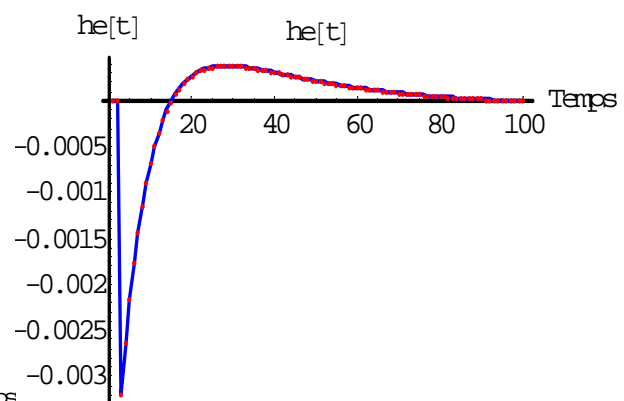
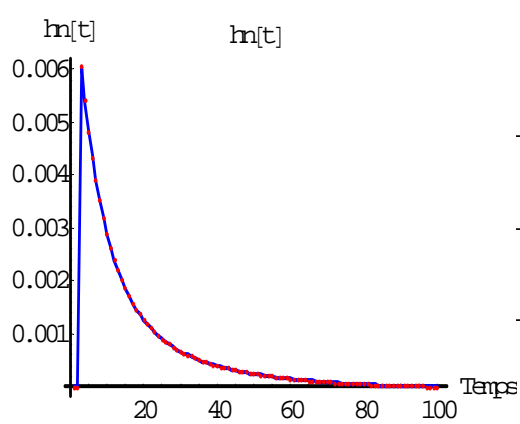
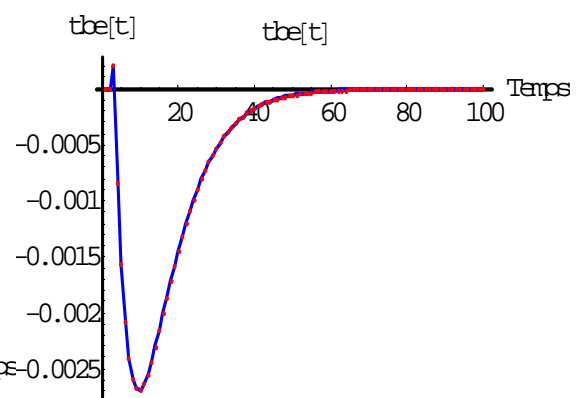
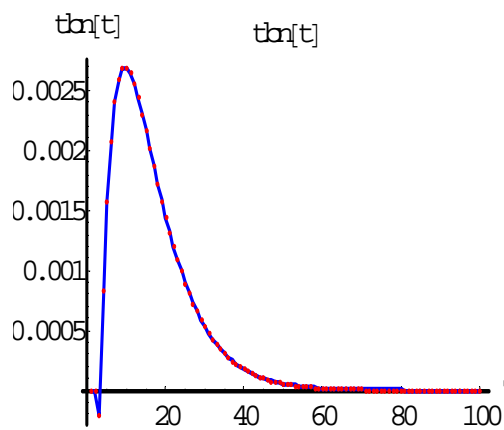
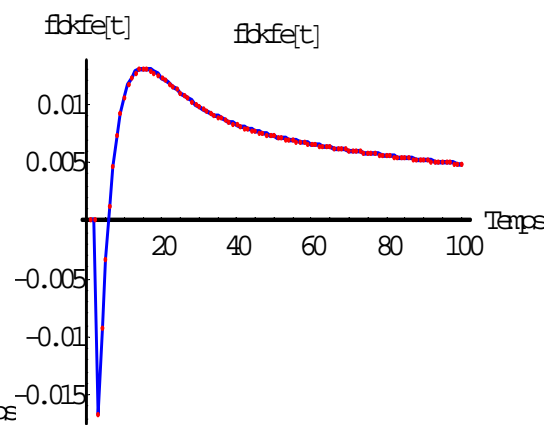
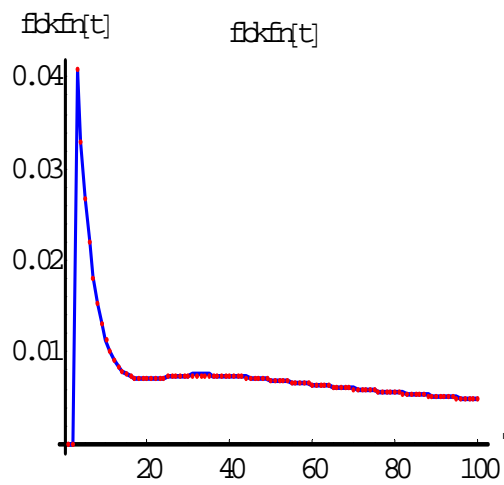
Comme le soulignent les graphiques des figures 1, illustrant les réponses des agrégats macroéconomiques à un choc de productivité dans le pays domestique, en présence de marchés complets, l'investissement, la consommation, les heures de travail et la production domestiques augmentent, alors que l'investissement, la production et les heures de travail étrangers enregistrent une baisse. Seule la consommation étrangère en raison du partage du risque augmente, affichant une forte corrélation avec la consommation domestique.

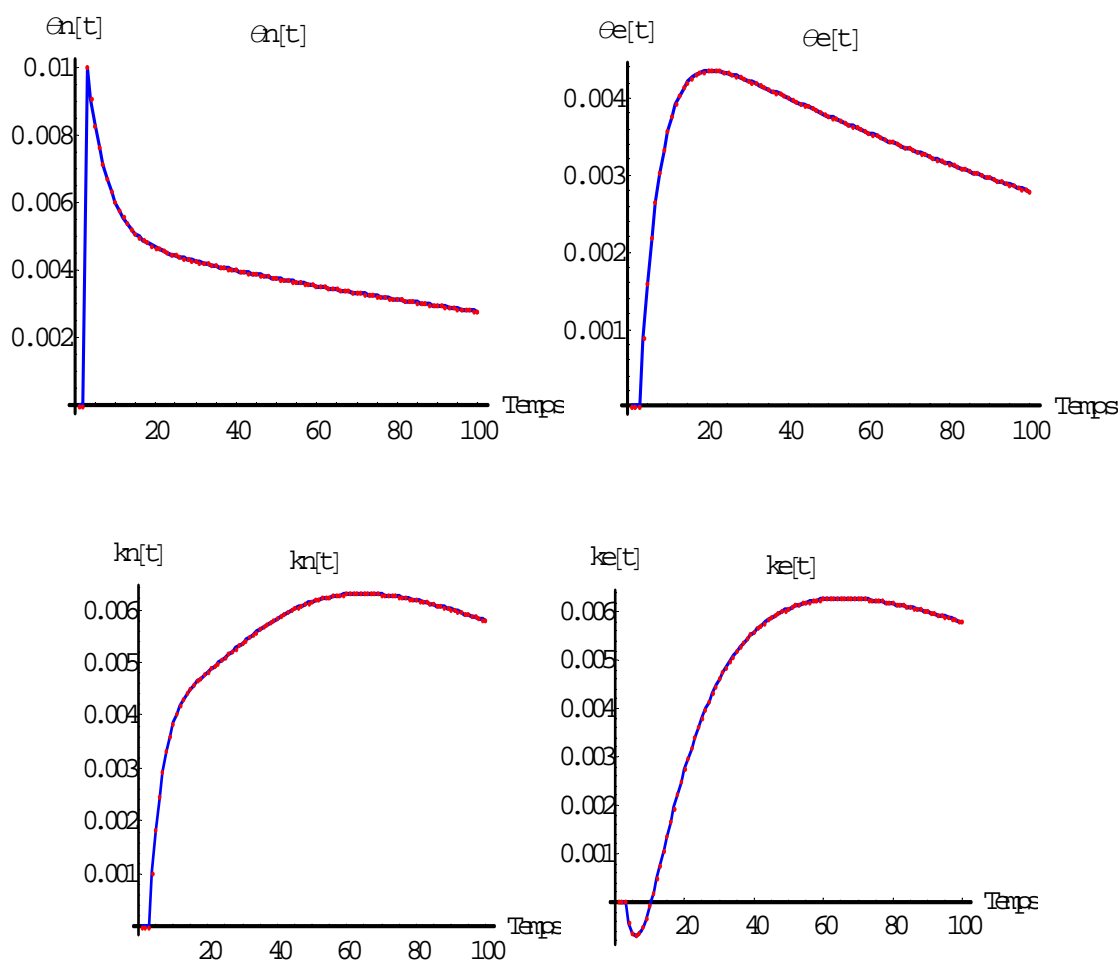
---

<sup>95</sup> Nous tenons à préciser que nous avons repris la matrice de persistance et de diffusion des chocs de Backus, Kehoe et Kydland (1995), comme l'avaient fait également Baxter et Crucini (1995) à la différence de Kollman (1996) et van Wincoop (1996).

**Figures 1: Réponses à un choc asymétrique modèle international avec marchés complets**



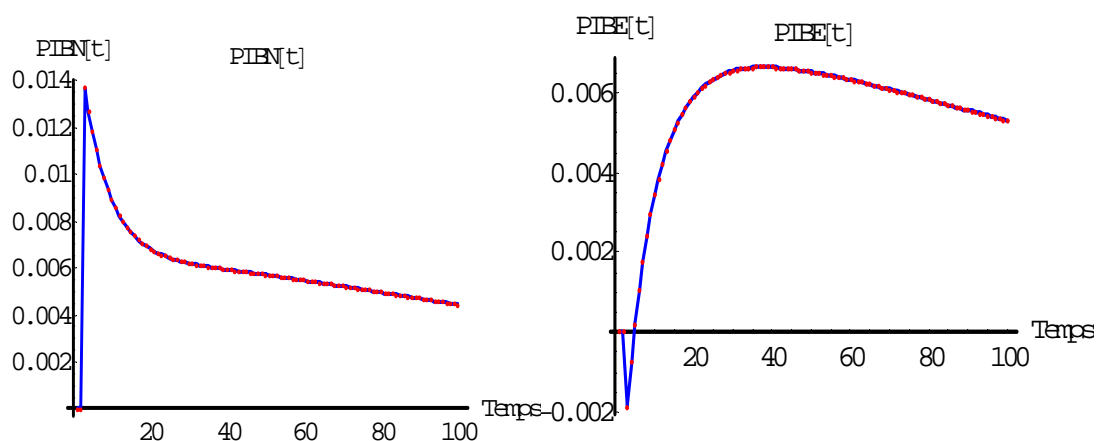




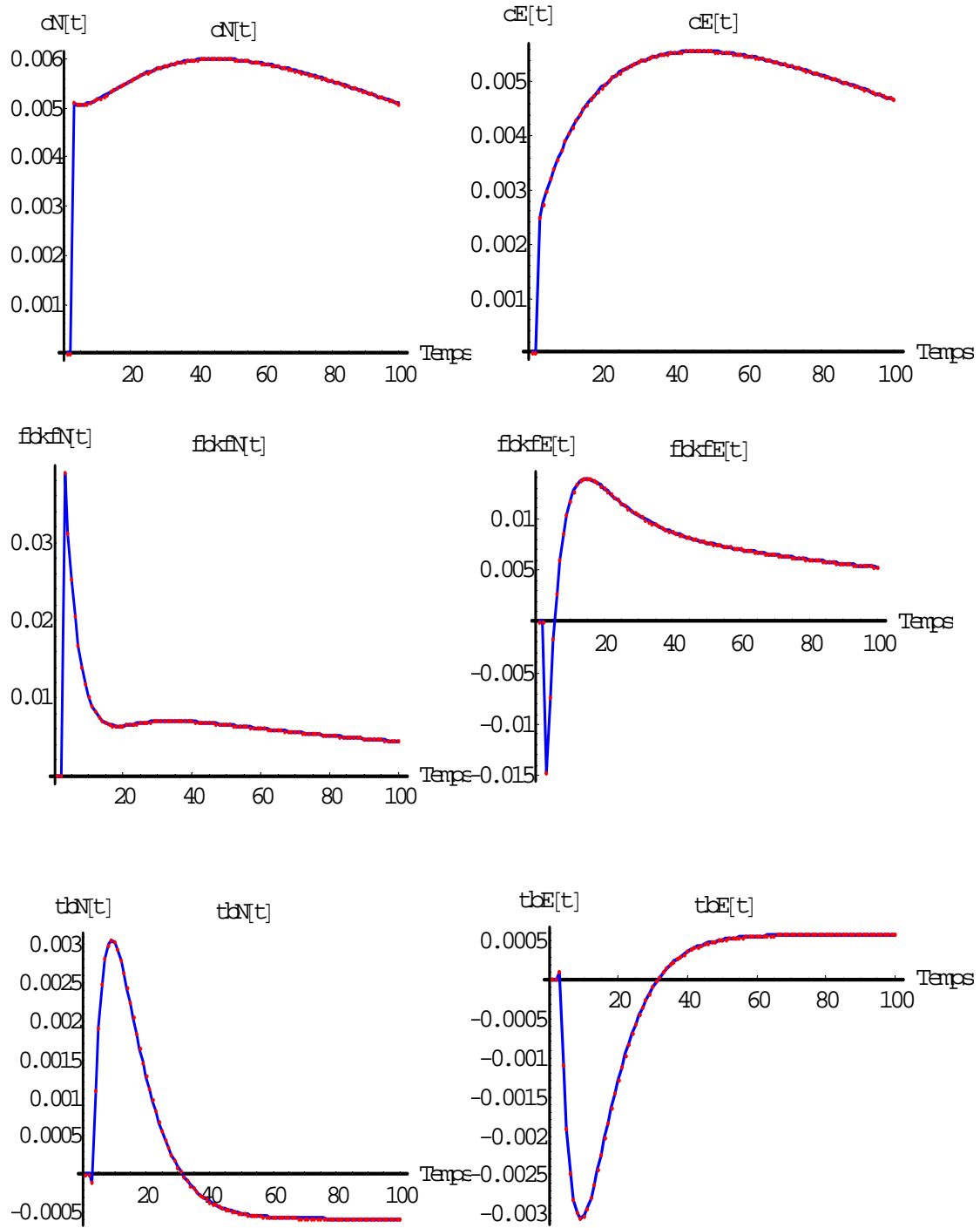
Les résultats obtenus pour le modèle avec marchés incomplets (seuls les contrats de dettes peuvent être échangés sur les marchés d'actifs) confirment et illustrent les conclusions établies par Baxter et Crucini (1995). Les restrictions sur les marchés financiers ont un impact faible sur la corrélation des consommations et par conséquent sur l'explication de l'énigme de la quantité, lorsque des effets de diffusion du choc sont pris en considération. L'observation des figures 2 révèle une forte similitude avec les figures 1. Boileau et Normandin (2008) confirment cette position en démontrant que le modèle international standard avec marchés incomplets et un processus de diffusion des chocs tel que défini par Backus, Kehoe et Kydland (1995), ne parvient pas à reproduire les faits stylisés. Force est de constater que le partage du risque reste très fort et contrefactuel. Si la

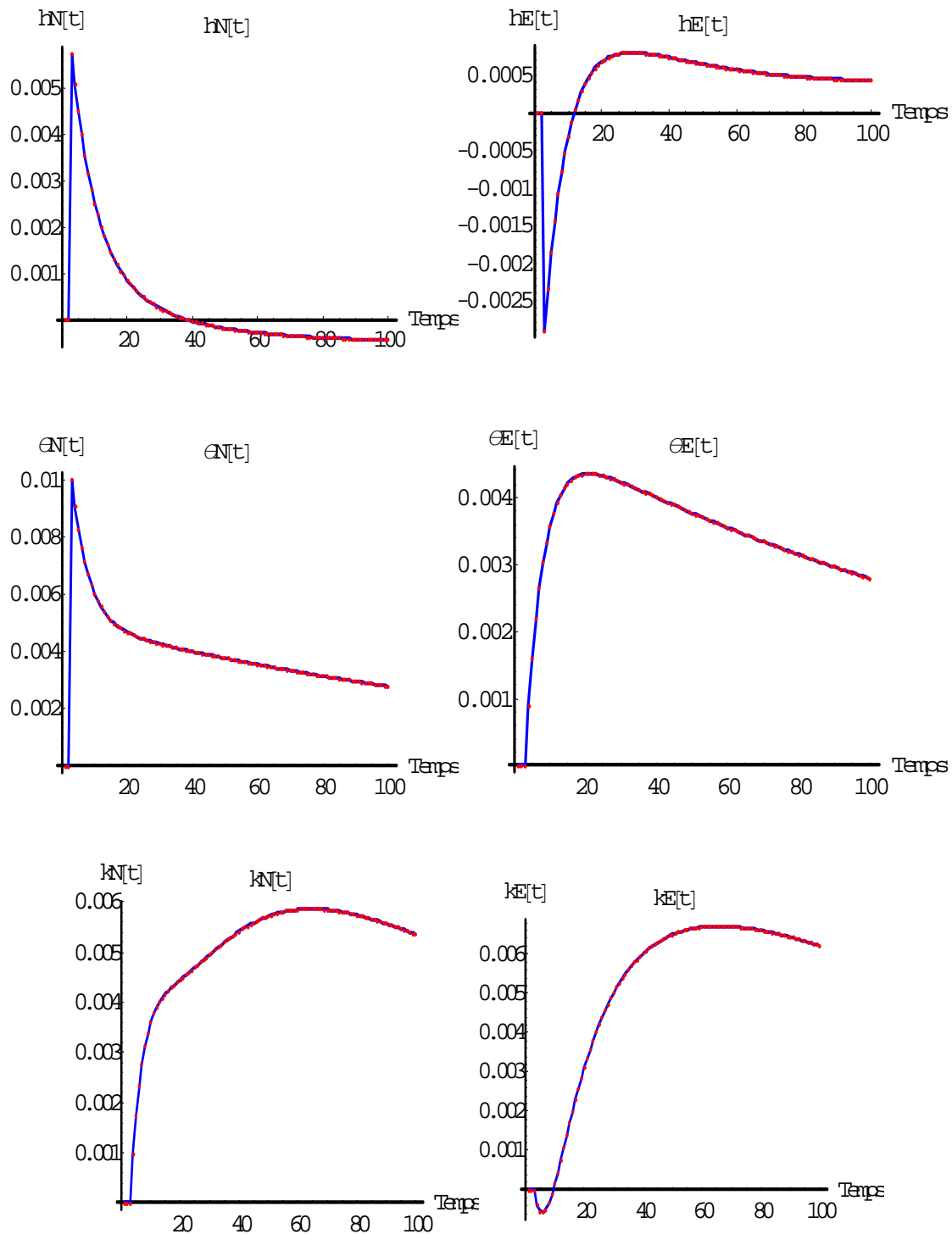
corrélation des consommations est de 0.9 avec des marchés financiers Arrow-Debreu, elle baisse très légèrement avec des marchés financiers incomplets à 0.86. Quant aux corrélations associées à l'output, l'investissement et aux heures travaillées, elles demeurent négatives malgré une très faible diminution de l'amplitude. Les corrélations de l'output, de l'investissement et des heures travaillées sont respectivement de  $-0.08$ ,  $-0.55$  et  $-0.74$  pour le modèle international d'équilibre général avec marchés complets et de  $-0.06$ ,  $-0.51$  et  $-0.71$  pour le modèle avec marchés incomplets. Ces résultats vont donc à l'encontre et des observations empiriques établies par Backus, Kehoe et Kydland (1995) et de celles, plus récentes, dressées par Ambler, Cardia et Zimmerman (2004).

**Figures 2 : Réponses à un choc asymétrique modèle international avec marchés incomplets**









#### 4.1.2 Simulations du modèle international avec management délégué :

Par contre, le modèle international avec management délégué semble afficher des améliorations considérables par rapport aux deux modèles pré-cités quant à la résolution de l'énigme de la quantité que nous utilisons l'équation (11) ou

l'équation (12).<sup>96</sup> Comme l'illustrent les figures 3, un choc de productivité domestique entraîne une augmentation de l'investissement, de la consommation, des heures de travail et de la production domestiques, accompagnée d'une augmentation de ces mêmes variables dans le pays étranger. Le mécanisme qui conduisait à ces résultats contrefactuels dans le modèle de fluctuations internationales standard semble caduque.

**Tableau 3/A: Cycles réels dans les économies théoriques**

	MDSE	M. incomplets	M. complets	Données BKK(1995)	Données Ambler (2004)
<b>Écart-type</b>					
Output	0.01	0.01	0.01	0.02	
<b>Écart-type relatif</b>					
<b>Par rapport à l'output</b>					
Consommation	0.86	0.46	0.45	0.75	
Conso. managers	0.18				
Conso. épargnants	0.86				
Investissement	1.42	2.87	2.97	3.27	
Heures travaillées	0.1	0.44	0.46	0.61	
Exportations nettes	0.01	0.30	0.26		
<b>Corrélations avec output</b>					
Consommation	1	0.84	0.81	0.82	
Conso. managers	0.81				
Conso. épargnants	1				
Investissement	1	0.93	0.92	0.94	
Heures travaillées	0.99	0.93	0.92	0.88	
Exportations nettes	-0.39	0.12	0.09	-0.37	
<b>Corrélations entre pays</b>					
Consommation	<b>0.24</b>	0.86	0.90	<b>0.51</b>	<b>0.14</b>
Conso. managers	0.55				
Conso. épargnants	0.24				
Output	<b>0.24</b>	-0.06	-0.08	<b>0.66</b>	<b>0.22</b>
Investissement	<b>0.21</b>	-0.51	-0.55	<b>0.53</b>	<b>0.18</b>
Heures travaillées	<b>0.24</b>	-0.71	-0.74	<b>0.33</b>	<b>0.25</b>

MDSE : simulations du modèle avec management délégué sans émission d'actions ; MDAE : simulations du modèle avec management délégué et émission d'actions. GHH : fonctions d'utilité Greenwood, Hercowitz, Huffman (1988). M. : Marchés. BKK : Backus, Kehoe et Kydland. Le modèle MDSE a été simulé avec les fonctions d'utilité utilisées par BKK (1995) et en supposant une préférence pour les titres domestiques de 80%.

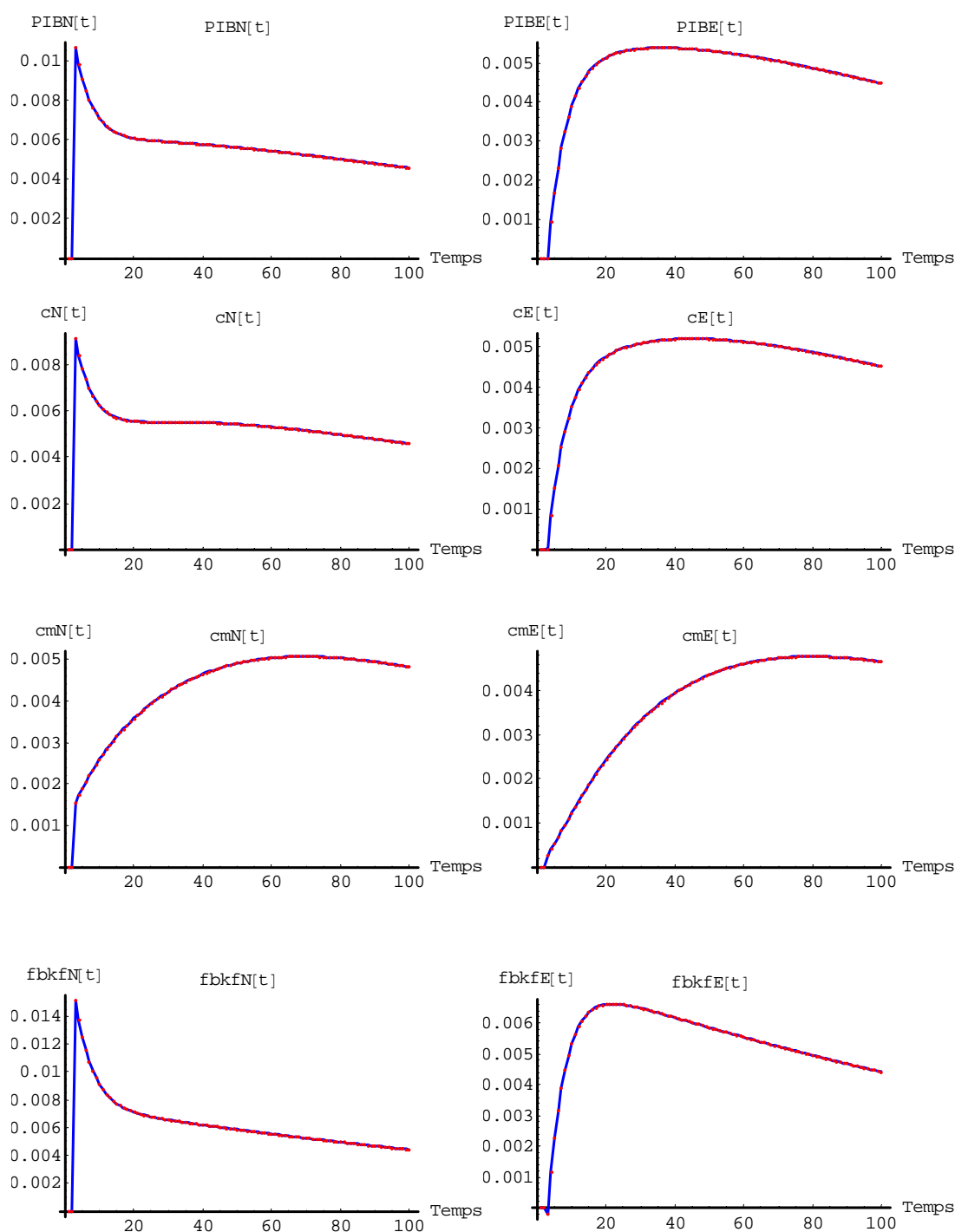
<sup>96</sup> Nous constatons que les résultats obtenus avec ces deux fonctions sont sensiblement les mêmes. Aussi afin d'être conforme à l'approche présentée par Backus, Kehoe et Kydland, nous analysons par la suite les résultats obtenus à partir de l'équation (12).

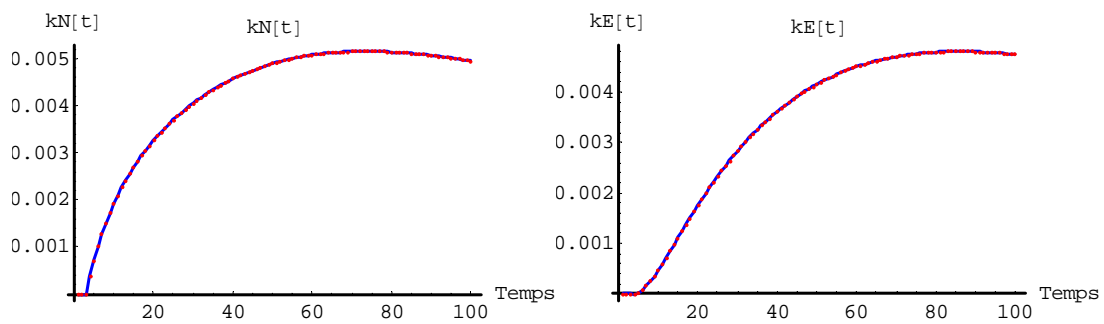
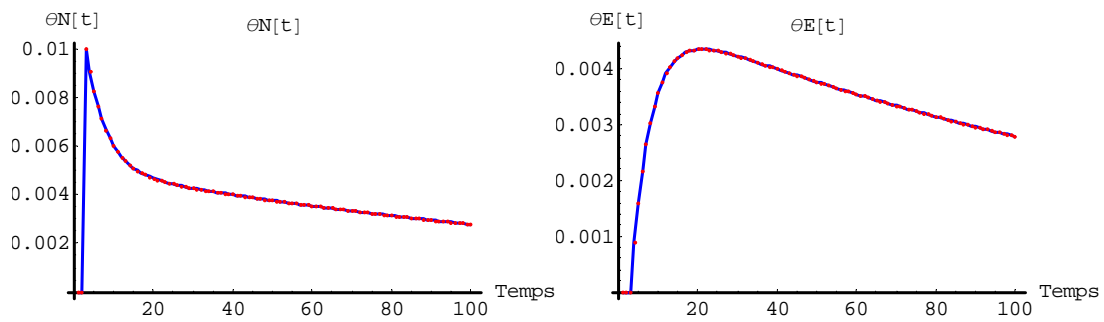
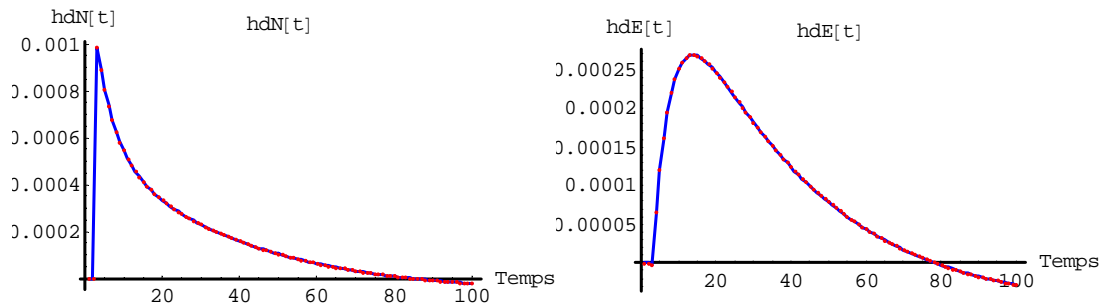
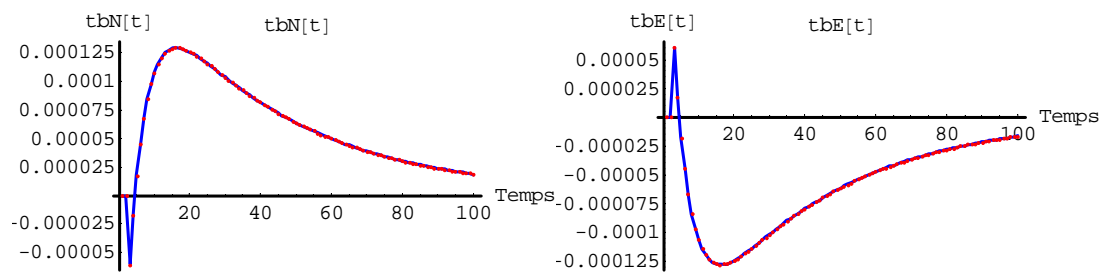
Le modèle permet effectivement de casser la notion artificielle de partage du risque. La corrélation des consommations n'est plus que de 0.24 - à comparer avec la valeur de 0.14 avancée par Ambler et al. (2004) pour la période courant du premier trimestre 1960 au dernier trimestre 2000. Ce résultat n'est pas le seul à mentionner, loin s'en faut. Alors que l'énigme de la quantité s'illustre et par une corrélation très élevée des consommations et par des corrélations contrefactuelles fortement négatives pour les outputs, l'investissement et les heures travaillées, le modèle international avec management délégué affiche des corrélations positives plus conformes à réalité. Alors qu'Ambler et al. (2004) présentent des corrélations de 0.22, 0.18 et 0.26 pour l'output, l'investissement et les heures travaillées, le modèle international avec management délégué (en présence d'une préférence pour les titres nationaux établie à 0.8) reporte des corrélations de 0.24, 0.21 et 0.24 pour ces différents agrégats mentionnés.

Par ailleurs, nous observons également que la corrélation des exportations nettes avec l'output devient négative et donc conforme aux faits stylisés. Dans le modèle de Backus, Kehoe et Kydland (1995), comme dans ceux de Baxter et Crucini (1995) et Kollman (1996), comme en témoignent les résultats reportés dans le tableau 1, cette corrélation apparaît de façon négative. Il s'agit donc d'une amélioration à mentionner.

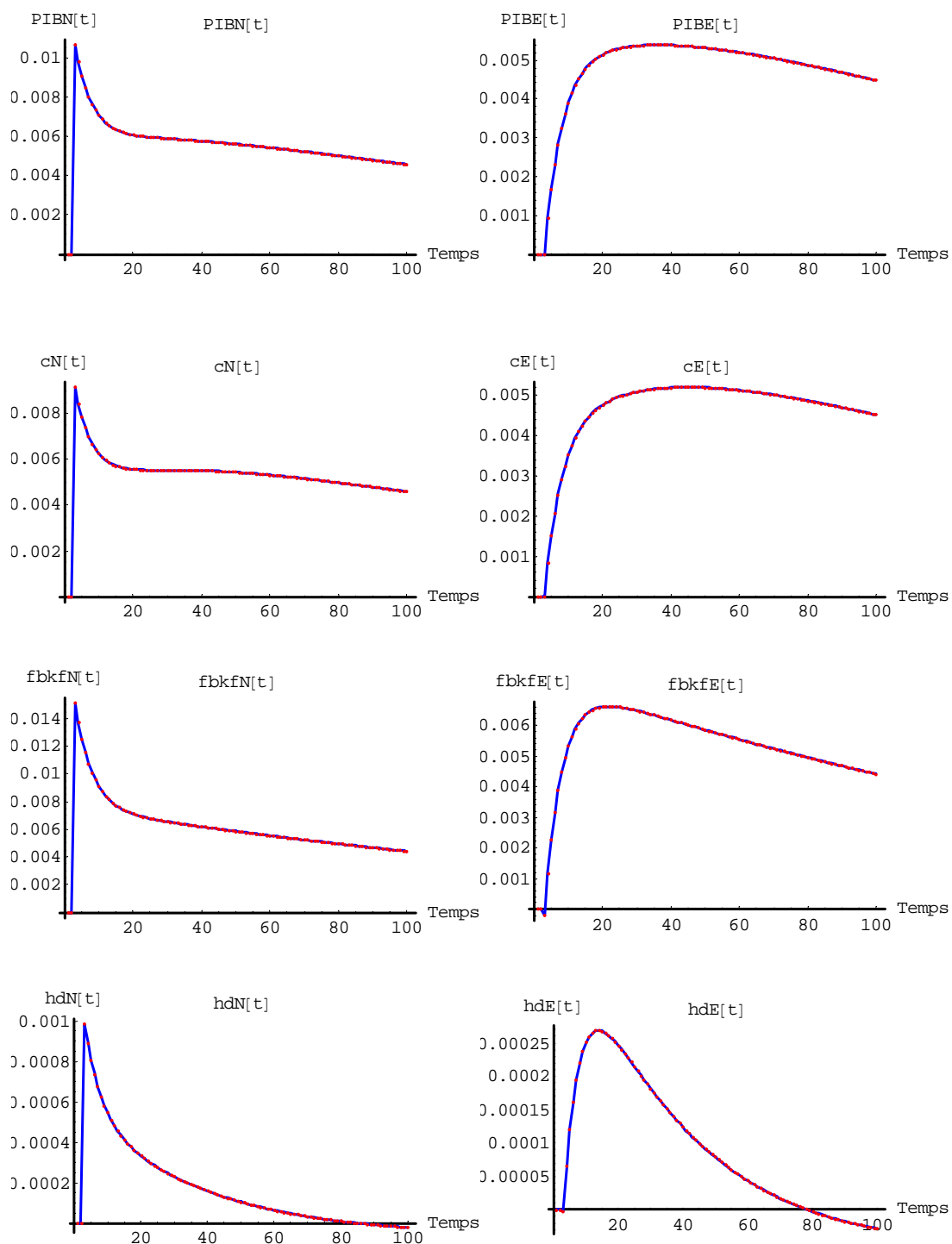
**Figures 3/A : Réponses à un choc asymétrique modèle international avec management délégué (fonction d'utilité séparable)**

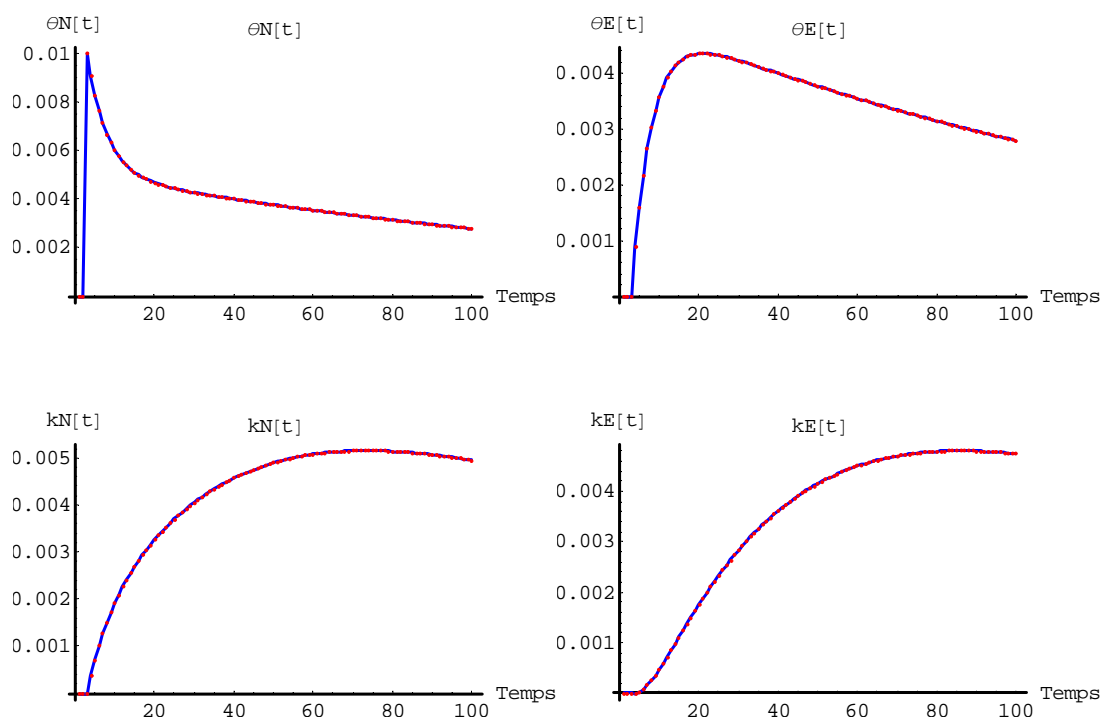
PIB : Produit intérieur brut (production) ; c : consommation agrégée ; cm : consommation du manager ; fbkf : formation brute de capital fixe, investissement ; tb : balance commerciale ; hd : heures de travail, emploi ; q : prix du titre ; k : stock de capital.





**Figures 3/B : Réponses à un choc asymétrique modèle international avec management délégué (fonction d'utilité non séparables : Backus, Kehoe, Kydland)**





Afin d'étudier l'impact du phénomène de préférence pour les titres nationaux, nous simulons le modèle pour différentes valeurs du coût de transaction supporté par le dividende étranger, en considérant deux cas extrêmes : une parfaite diversification du portefeuille du manager domestique (la part des dividendes étrangers perçue est égale à la part des dividendes domestiques perçue) et une absence totale de dividendes étrangers. Les principaux résultats sont reproduits dans le tableau 4.

**Tableau 4/A : Diversification internationale des portefeuilles pour le manager (fonction d'utilité séparable : équation (11)).**

$\theta_{CD} = \theta_{CF}$	$\rho(y_D, y_D)$	$\rho(c_D, c_F)$	$\rho(i_D, i_F)$	$\rho(n_D, n_F)$	$\rho(cm_D, cm_F)$	$\sigma(i)/\sigma(y)$
1	0.24	0.24	0.23	0.27	0.45	1.42
0.8	0.24	0.24	0.22	0.25	0.53	1.42
0.75	0.24	0.24	0.21	0.25	0.55	1.42
0.5	0.24	0.24	0.19	0.22	0.67	1.42
0.2	0.24	0.24	0.10	0.20	0.79	1.48
0	0.23	0.24	-0.26	0.19	0.66	1.80

$\rho(y_D, y_D)$  : corrélation de la production ;  $\rho(c_D, c_F)$  : corrélation de la consommation ;  $\rho(i_D, i_F)$  : corrélation de l'investissement ;  $\rho(n_D, n_F)$  : corrélation des heures de travail ;  $\rho(cm_D, cm_F)$  : corrélation de la consommation des managers ;  $\sigma(i)/\sigma(y)$  : volatilité de l'investissement par rapport à la volatilité de l'output.



**Tableau 4/B : Diversification internationale des portefeuilles pour le manager (fonction d'utilité non séparable : équation (12)).**

$\theta_{CD} = \theta_{CF}$	$\rho(y_D, y_D)$	$\rho(c_D, c_F)$	$\rho(i_D, i_F)$	$\rho(n_D, n_F)$	$\rho(cm_D, cm_F)$	$\sigma(i)/\sigma(y)$
1	0.24	0.24	0.23	0.27	0.45	1.42
0.8	0.24	0.24	0.22	0.25	0.53	1.42
0.75	0.24	0.24	0.21	0.25	0.55	1.42
0.5	0.24	0.24	0.19	0.22	0.67	1.42
0.2	0.24	0.24	0.10	0.20	0.79	1.48
0	0.23	0.24	-0.26	0.19	0.66	1.80

$\rho(y_D, y_D)$  : corrélation de la production ;  $\rho(c_D, c_F)$  : corrélation de la consommation ;  $\rho(i_D, i_F)$  : corrélation de l'investissement ;  $\rho(n_D, n_F)$  : corrélation des heures de travail ;  $\rho(cm_D, cm_F)$  : corrélation de la consommation des managers ;  $\sigma(i)/\sigma(y)$  : volatilité de l'investissement par rapport à la volatilité de l'output.

À travers la lecture de ces résultats de simulation, il apparaît clairement que l'augmentation du phénomène de préférence pour les titres nationaux va augmenter la corrélation des investissements domestiques et étrangers. À contrario une parfaite diversification (coût de transaction nul) génère une corrélation négative des investissements. Le mécanisme décrit par Backus, Kehoe et Kydland réapparaît partiellement sans pour autant afficher la même ampleur. Nous pouvons effectivement noter que les corrélations de la production et des heures travaillées restent positives et comparables à celle de la consommation (bien qu'inférieures). Le rôle de la décision d'investissement est souligné ici.

Par ailleurs, afin de mieux mettre en évidence le mécanisme de diffusion inhérent au modèle international avec management délégué, nous tenons ici à préciser un point important. De part sa construction le modèle standard des fluctuations internationales, même en présence de chocs de productivités non corrélés (corrélation des innovations technologiques nulle), conduit à une corrélation des consommations positive, alors que les corrélations de

l'investissement, de l'emploi et de la production seront corrélées négativement, illustrant ce phénomène décrit par Backus, Kehoe et Kydland sous l'appellation « To make hay where the sun shines ». Afin d'illustrer cet aspect, nous reportons les résultats des simulations obtenues pour les modèles avec marchés complets et incomplets. Pour le modèle avec management délégué, nous avons considéré le cas extrême où le manager domestique ne peut détenir de titres étrangers.

**Tableau 5 : corrélation des agrégats macroéconomiques avec corrélation des innovations nulle**

	$\rho(y_D, y_D)$	$\rho(c_D, c_F)$	$\rho(i_D, i_F)$	$\rho(n_D, n_F)$	$\rho(cm_D, cm_F)$
COMP	-0.32	0.85	-0.7	-0.83	
INCO	-0.30	0.78	-0.67	-0.82	
MDSE	-0.0	-0.00	-0.02	0.03	0.24
MDAE	0.05	-0.08	0.03	0.57	-0.06
MDSE	-0.0	-0.0	-0.03	-0.0	0.37
MDAE	0.05	-0.08	-0.13	0.54	-0.22

$\rho(y_D, y_D)$  : corrélation de la production ;  $\rho(c_D, c_F)$  : corrélation de la consommation ;  $\rho(i_D, i_F)$  : corrélation de l'investissement ;  $\rho(n_D, n_F)$  : corrélation des heures de travail (n : heures de travail, notation de l'introduction) ;  $\rho(cm_D, cm_F)$  : corrélation de la consommation des managers ; COMP : simulations du modèle international standard avec marchés complets ; INCO : simulations du modèle international avec marchés incomplets (Baxter et Crucini) ; MDSE : simulations du modèle avec management délégué sans émission d'actions ; MDAE : simulations du modèle avec management délégué et émission d'actions. (Les deux dernières lignes représentent le cas avec préférence pour les titres nationaux (0.8 ;  $\theta_C=0.75$ ))

Dans le cas des modèles avec agent représentatif les corrélations des consommations, des investissements, des heures de travail et des productions s'élèvent respectivement à 0.85, -0.7, -0.83 et -0.32 avec marchés complets, et 0.78, -0.67, -0.82 et -0.3 avec marchés incomplets. Les résultats obtenus avec le modèle avec management délégué sont très révélateurs de l'abandon de la tendance décrite par Backus, Kehoe et Kydland. Les corrélations des consommations, des investissements, des heures de travail et des productions sont respectivement 0, 0, -0.02 et 0.03 pour le cas sans émission d'actions avec une

corrélation des consommations des managers de l'ordre de 0.24. À travers, cette simple illustration, il est plus facile de voir le mécanisme de diffusion inhérent au modèle avec management délégué.

Dans le modèle avec agent représentatif de Backus, Kehoe et Kydland, un choc de productivité positif dans le pays domestique provoque une augmentation, de la production, de l'investissement, de la consommation et des heures de travail. En raison du parfait partage du risque, les rapports des taux marginaux de substitution intertemporelle entre les deux pays sont égaux en tout temps. L'effet de richesse domestique se propage ainsi dans l'économie étrangère provoquant un effet de richesse dont les conséquences sont : une augmentation de la consommation, une diminution de l'investissement, une diminution des heures de travail et une diminution de la production. Ce mécanisme peut s'interpréter comme un transfert des ressources vers le pays le plus productif. D'une part, pour le capital, l'investissement augmente dans le pays domestique et diminue dans le pays étranger. D'autre part, pour le travail, les heures de travail augmentent dans le pays domestique et diminuent dans le pays étranger.

La grande différence entre le modèle international de fluctuations avec agent représentatif unique et le modèle avec management délégué réside dans le processus d'investissement. Dans le modèle standard, le taux marginal de substitution intertemporelle de l'agent représentatif détermine la dynamique suivie par le cycle et plus particulièrement celle associée à l'investissement. Comme nous l'avons mentionné à plusieurs reprises, dans le cas de marchés complets, les taux marginaux de substitution intertemporelle des agents représentatifs domestiques et étrangers sont égaux en tout temps, garantissant le parfait partage du risque et la très forte corrélation des consommations (unitaire dans le cas

logarithmique) : conduisant au mécanisme de l'énigme de la quantité. Dans le cas des marchés incomplets, tels que définis par Baxter et Crucini (1995) et Kollman (1996), cette égalité ne tient qu'en espérance. La corrélation des consommations reste très forte et l'énigme de la quantité demeure à moins de considérer, et une forte de persistance du choc de productivité (0.99) et une diffusion nulle : provoquant ainsi un effet de richesse fort dans le pays domestique et un effet de richesse beaucoup plus faible dans le pays étranger. Cette dernière hypothèse, d'absence de diffusion, est toutefois contrefactuelle et va à l'encontre des observations établies par Backus, Kehoe et Kydland (1995).

La particularité fondamentale du modèle avec management délégué réside essentiellement dans la délégation par les actionnaires (consommateurs-épargnants) de la décision d'investissement à un manager ayant sa propre fonction d'utilité. La dynamique de l'investissement repose ici sur le taux marginal de substitution intertemporelle du manager et non sur celui des actionnaires. À moins de définir un hypothétique contrat optimal de rémunération du manager, garantissant en tout temps une parfaite égalité entre ces taux, la dynamique du cycle est différente de celle observée avec le modèle avec agent représentatif : il existe des conflits d'agence. Dans le modèle international, l'égalité des taux marginaux de substitution intertemporelle des consommateurs-épargnants n'est plus assurée<sup>97</sup>. L'écart est d'autant plus important que le manager est contraint dans sa détention d'actifs étrangers par l'existence de coût de transaction à la détention de titres étrangers. La forte corrélation des consommations ne tient plus. Dans les faits, elle diminue de façon drastique : elle est nulle en l'absence de diffusion comme en témoigne le tableau 5 (et légèrement négative avec émission d'actions). Nous pouvons noter que ce phénomène est amplifié par la

---

<sup>97</sup> Ce point apparaît de façon explicite dans l'annexe 1.

rémunération des actionnaires où figurent des poids fixes quant à la détention d'actifs financiers.

Il est alors possible d'analyser les conséquences d'un choc de productivité dans le modèle avec management délégué. Dans le modèle dynamique standard, celui-ci a deux effets sur l'investissement (Push and pull effects). D'une part, avec une persistance du choc, le rendement de l'investissement aura tendance à être élevé, entre aujourd'hui et demain. D'autre part, la forte productivité courante va entraîner une production et une consommation élevées aujourd'hui. Le coût d'un sacrifice de la consommation marginale est faible. Si ces deux effets sont vérifiés dans le modèle avec agent représentatif, provoquant ainsi une forte hausse de l'investissement, il n'en va pas de même dans le modèle avec management délégué. Le premier effet est vérifié alors que le second est très fortement atténué et peut s'avérer nul, voire négatif. Comme nous l'avons mentionné précédemment, la rémunération du manager est proportionnelle aux flux de liquidités (cash flows égaux ici aux dividendes) générés par la firme. Or, si ceux-ci sont contra-cycliques, ils vont entraîner, ceteris paribus, une diminution de la rémunération servie au manager et par là-même une diminution de sa consommation et de son utilité. Pour éviter ce problème et s'assurer un revenu permanent, le manager doit assurer un dividende (ou flux de liquidités) permanent. L'atteinte de cet objectif passe, par construction, par un investissement faible : les flux de liquidités étant reliés négativement à l'investissement. Contrairement au modèle avec agent représentatif, la réaction de l'investissement suite à un choc de productivité positif sera faible dans le modèle avec management délégué. Le manager va effectuer un lissage de l'investissement afin de lisser sa propre consommation, entraînant ainsi une limitation des

mouvements de capitaux. Ce lissage de l'investissement a pour conséquence une plus forte variabilité de la consommation agrégée (i.e. 0.86 à comparer avec les faits stylisés de 0.75 alors que le modèle standard rapporte une volatilité de 0.45 avec marchés complets et 0.46 avec marchés incomplets). La consommation des actionnaires (consommateurs-épargnants) absorbe une plus grande partie du choc. L'utilité marginale de la consommation étant plus sensible au choc de productivité exogène va provoquer une réaction de l'offre de travail plus faible.

Par conséquent un choc de productivité domestique positif va générer une hausse de la production, de l'investissement, des heures de travail et de la consommation dans le pays domestique, à laquelle va répondre une hausse de ces mêmes agrégats dans le pays étranger : le manager, investisseur étranger cherchant à lisser sa consommation va procéder à un lissage de l'investissement.

Aux vues de ces résultats, il est donc permis d'avancer que le modèle international avec management délégué et préférence pour les titres nationaux, tel que développé ici, contribue de façon significative à expliquer l'énigme de la quantité. Contrairement aux modèles avec marchés incomplets qui échouent dans l'explication de l'énigme, sauf à considérer une très forte persistance des chocs de productivité et des effets de diffusion nuls (hypothèse fortement contredite par la réalité), le modèle international avec management délégué semble capable de répliquer les faits stylisés recensés. Il permet surtout de reproduire un ordonnancement qu'aucun des modèles avec marchés incomplets ne parvient à répliquer. Toutefois, nous devons également émettre quelques réserves et relativiser ces résultats. Si les corrélations des principaux agrégats avec l'output sont à la fois conformes à celles obtenues pour les modèles internationaux avec et sans marchés complets, et à celles rapportées comme faits stylisés dans les

données de Backus, Kehoe et Kydland (1995) (confirmant ainsi la pertinence du modèle dans un cadre international), l'analyse des écart-types relatifs à la volatilité de l'output révèle des différences prégnantes. Deux points sont à signaler. En premier lieu, comme l'illustrent et le mettent en évidence Danthine et Donaldson (2005) dans un cadre domestique, la volatilité de l'investissement est également peu élevée dans un cadre international<sup>98</sup>. Ce résultat illustre dans le cadre d'un modèle international d'équilibre général l'hypothèse de vie tranquille («Quiet life hypothesis») évoquée en finance par Smith et Stulz (1985). Ce point constitue la différence majeure avec les modèles internationaux d'équilibre général mentionnés précédemment. En second lieu, et dans une moindre mesure, la volatilité relative des heures travaillées peut paraître assez faible. Elle s'élève à 0.1 alors que les données de Backus, Kehoe et Kydland (1995) affichent une valeur de 0.61.

Afin de prendre en considération ces deux points, nous proposons deux améliorations. Premièrement, afin d'augmenter la volatilité de l'investissement, nous suggérons de permettre aux managers d'augmenter la capacité d'investissement suite à un choc technologique, en recourant à une émission supplémentaire d'actions<sup>99</sup>. Cette démarche, nous permet également de prendre en considération sous un angle différent le rôle des marchés financiers dans la diffusion du choc de productivité et d'évaluer leur impact<sup>100</sup>. Grâce à ce type de modélisation, nous allons pouvoir revisiter l'effet richesse et chercher à atteindre notre objectif : amplifier l'effet domestique par rapport à l'effet étranger et casser la notion de partage du risque. Deuxièmement, afin d'augmenter la volatilité

---

<sup>98</sup> Surtout quand le phénomène pour les titres nationaux est fort.

<sup>99</sup> Afin d'éviter une émission excessive d'actions dont la conséquence serait une augmentation des cashflows et donc de la consommation des managers, nous introduisons également des coûts d'émissions d'actions.

<sup>100</sup> L'émission d'actions permet d'augmenter la volatilité de l'investissement et de rendre la corrélation des investissements plus élevée que la corrélation des consommations.

relative des heures travaillées, nous utilisons des fonctions d'utilité Greenwood, Hercowitz, Huffman (1988) pour lesquelles les décisions de travail sont déterminées indépendamment du choix intertemporel consommation-épargne<sup>101</sup>. Les décisions associées à l'épargne ne sont plus basées que sur des mécanismes de substitution intratemporelle. L'élimination de cet effet richesse dans l'offre de travail devrait conduire à une plus forte volatilité de la réponse du travail à un choc de productivité.

#### **4.1.3 Simulations du modèle international avec management délégué : fonction d'utilité Greenwood, Hercowitz, Huffman (1988)**

Le tableau 3/B illustre les apports de ces deux améliorations. Nous constatons que l'introduction des fonctions GHH permet d'augmenter la volatilité des heures de travail qui passent à 0.82. Les résultats encourageants, conduisant à une résolution partielle de l'énigme de la quantité sont confirmés. Les corrélations des consommations, de l'output, de l'investissement et des heures travaillées sont égales à 0.25, 0.24, 0.20 et 0.24 respectivement. La prise en considération des fonctions d'utilité GHH tend par conséquent à mieux refléter les faits stylisés internationaux. Nous pouvons également noter que la volatilité de l'output tend à augmenter et est plus conforme à la réalité.

---

<sup>101</sup> Une autre alternative, non retenue ici, aurait été d'utiliser des fonctions avec travail indivisible, tel que suggéré par Hansen (1985). Nous aurions ainsi pu également augmenter la variabilité des heures de travail. Cet objectif est ici atteint avec les fonctions d'utilité Greenwood, Hercowitz, Hoffman (1988).



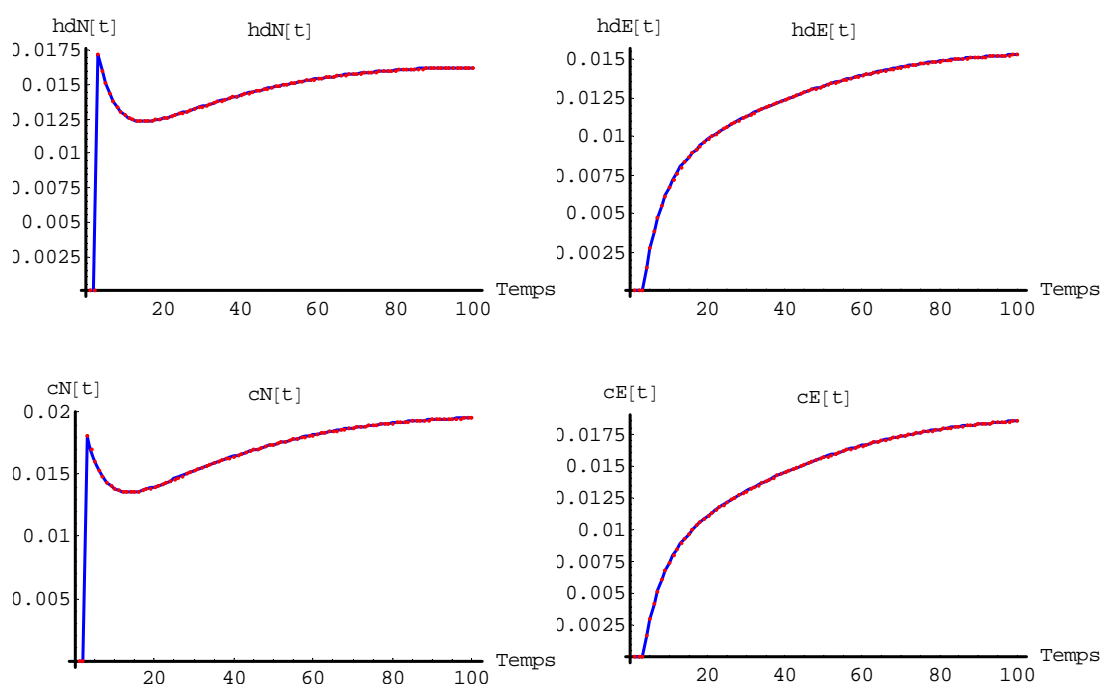
**Tableau 4/C : Diversification internationale des portefeuilles pour le manager (fonction d'utilité GHH : équation (13)).**

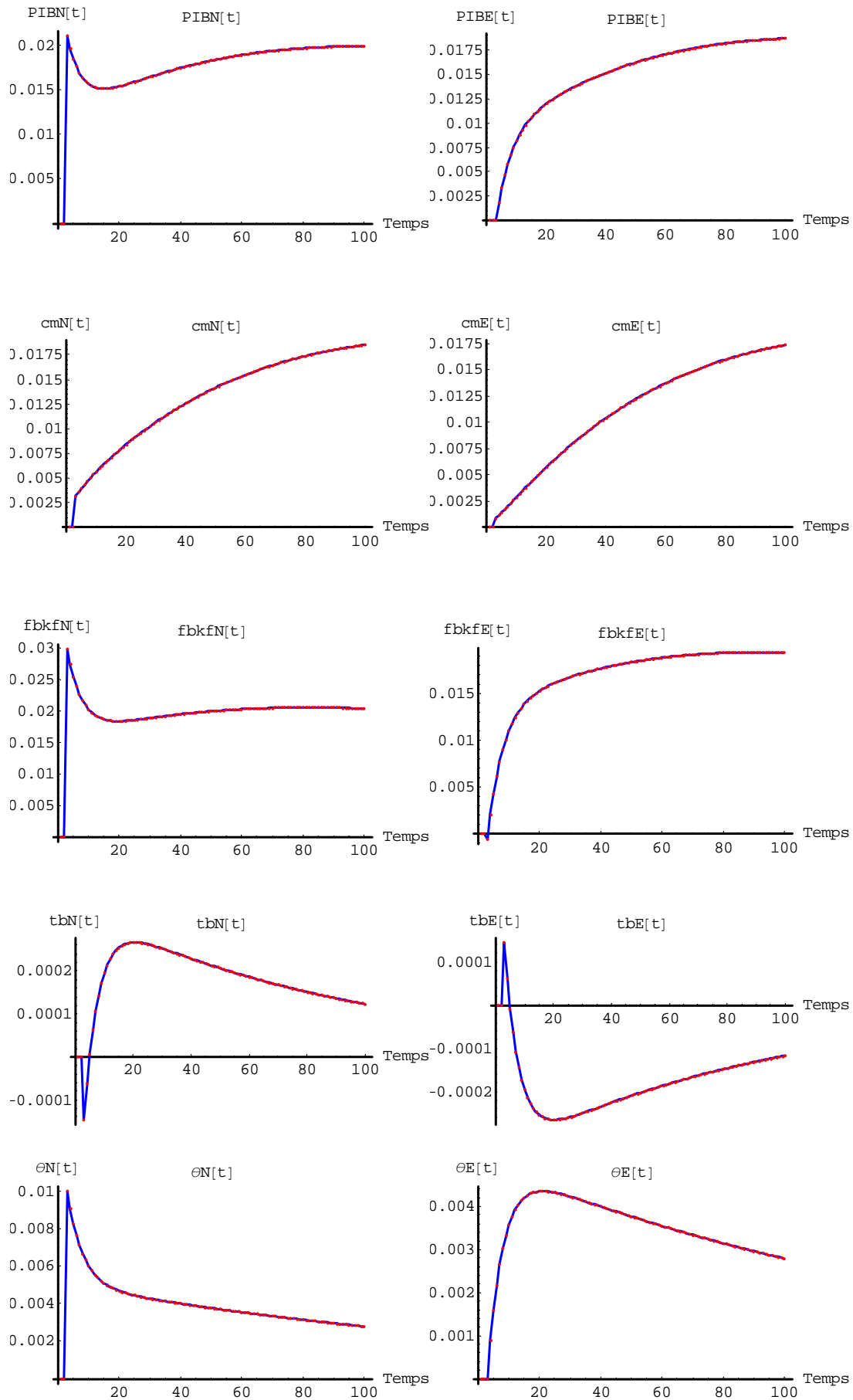
$\theta_{CD} = \theta_{CF}$	$\rho(y_D, y_D)$	$\rho(c_D, c_F)$	$\rho(i_D, i_F)$	$\rho(n_D, n_F)$	$\rho(cm_D, cm_F)$	$\sigma(i)/\sigma(y)$
1	0.24	0.25	0.22	0.24	0.52	1.41
0.8	0.24	0.25	0.20	0.24	0.63	1.41
0.75	0.24	0.25	0.20	0.24	0.66	1.42
0.5	0.24	0.25	0.17	0.24	0.78	1.43
0.2	0.24	0.25	0.06	0.24	0.88	1.50
0	0.23	0.24	-0.35	0.23	0.69	1.90

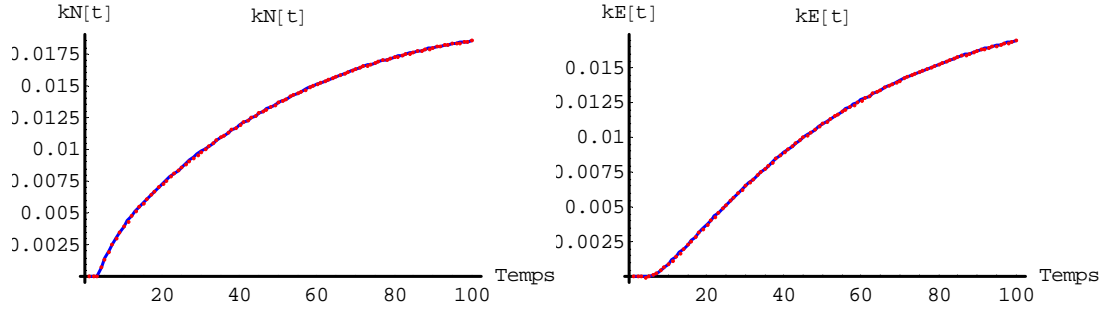
$\rho(y_D, y_D)$  : corrélation de la production ;  $\rho(c_D, c_F)$  : corrélation de la consommation ;  $\rho(i_D, i_F)$  : corrélation de l'investissement ;  $\rho(n_D, n_F)$  : corrélation des heures de travail ;  $\rho(cm_D, cm_F)$  : corrélation de la consommation des managers ;  $\sigma(i)/\sigma(y)$  : volatilité de l'investissement par rapport à la volatilité de l'output.

Les figures 4 représentant les réponses au choc de productivité domestique, révèlent la même tendance que les figures 3 avec quelques améliorations telles que mentionnées dans le paragraphe précédent.

**Figures 4 : Réponses à un choc asymétrique modèle international avec management délégué et fonctions d'utilité Greenwood, Hercowitz, Huffman (1988)**







#### 4.1.4 Simulations du modèle international avec management délégué et émissions d'actions.

Ensuite, nous introduisons la possibilité pour le manager d'émettre des actions supplémentaires afin d'augmenter la volatilité de l'investissement.

Dans les conditions où une émission d'actions est possible mais coûteuse, la fonction de valeur du manager domestique peut être écrite de la façon suivante :

$$\begin{aligned}
 V^m(kD_t) = & U^m(cD_t^m) + \beta^m V^m(kD_{t+1}) + \mu_t(g(cfD_t) + AD_t \\
 & + \eta(1 - \theta C)divx_t.kF_t - cD_t^m) \\
 & + \tau_t(\theta D_t F(kD_t, hD_t) - \delta kD_t - wD_t hD_t - (kD_{t+1} - kD_t)) \\
 & - cfD - \frac{\zeta}{2}(1 - \kappa D_t)^2 + pz_t(1 - \kappa D_t) \cdot (kD_{t+1} - kD_t)
 \end{aligned} \quad (19)$$

Le coût associé à l'émission d'actions domestiques est donné par la relation

suivante :  $\frac{\zeta}{2}(1 - \kappa D_t)^2$

Les conditions du premier ordre sont les suivantes :

$$\begin{aligned}
0 &= -\tau_t + \mu_t g'(cfD_t) \\
0 &= -\mu_t + U^{m'}(cD_t^m) \\
0 &= \tau_t (-wD_t + \theta D_t F^{(0,1)}(kD_t, hD_t)) \\
0 &= \beta^m V^{m'}(kD_{t+1}) + \tau_t (-1 + pz_t(1 - \kappa D_t)) \\
0 &= \tau_t (\zeta(1 - \kappa D_t) - (kD_{t+1} - kD_t)pz_t) \quad (20 \text{ a, b, c, d, e, f, g}) \\
0 &= -cD_t^m + g(cfD_t) + AD_t + \eta(1 - \theta C)divx_t \cdot kF_t \\
0 &= -cfD_t - (kD_{t+1} - kD_t) - \delta kD_t - hD_t wD_t \\
&+ F(kD_t, hD_t)\theta D_t + (kD_{t+1} - kD_t)pz_t(1 - \kappa D_t) - \frac{1}{2}\zeta(1 - \kappa D_t)^2
\end{aligned}$$

Après avoir défini le processus d'optimisation auquel est confronté le manager et présenté les conditions du premier ordre, nous définissons les préférences de l'épargnant-consommateur dans le cadre de notre modèle international de cycles réels avec émission d'actions.

La démarche est similaire à celle présentée dans le cas sans émission. Ainsi, le problème d'optimisation du consommateur-épargnant domestique s'écrit de la façon suivante, le problème du consommateur-épargnant étranger étant symétrique :

$$V(zD_{t-1}, xD_{t-1}) = U(cD_t, 1 - hD_t) + \beta V(zD_t, xD_t) \quad (21)$$

sous la contrainte :

$$\begin{aligned}
&wD_t \cdot hD_t + zD_{t-1} \cdot kD_t (pz_t + divz_t) + xD_{t-1} \cdot kF_t (px_t + divx_t) \\
&= cD_t + zD_t \cdot pz_t \cdot [kD_t + (1 - \kappa D_t)(kD_{t+1} - kD_t)] \\
&+ xD_t \cdot px_t [kF_t + (1 - \kappa F_t)(kF_{t+1} - kF_t)] \quad (22)
\end{aligned}$$

Les conditions du premier ordre sont les suivantes dans le cas général : (23 a,...e)

$$\begin{aligned}
0 &= -\lambda D_t + U^{(1,0)}(cD_t, 1 - hD_t) \\
0 &= wD_t \lambda D_t - U^{(0,1)}(cD_t, 1 - hD_t) \\
0 &= -pz_t (kD_t + (kD_{t+1} - kD_t)(1 - \kappa D_t)) \lambda D_t + \beta V^{(1,0)}(zD_t, xD_t) \\
0 &= -px_t (kF_t + (kF_{t+1} - kF_t)(1 - \kappa F_t)) \lambda D_t + \beta V^{(0,1)}(zD_t, xD_t) \\
0 &= cD_t + hD_t \cdot wD_t + kF_t (divx_t + px_t) xD_{t-1} + kD_t (divz_t + pz_t) zD_{t-1} \\
&- px_t \cdot xD_t \cdot (kF_t + (kF_{t+1} - kF_t)(1 - \kappa F_t)) - pz_t \cdot zD_t \cdot (kD_t + (kD_{t+1} - kD_t)(1 - \kappa D_t))
\end{aligned}$$

Avec dans le cas de l'équilibre où les poids des actifs financiers domestiques et étrangers sont fixés de façon exogènes :

$$xD_{t-1} = xD_t = 0.5 \cdot (1 - \eta x D_t (1 - \theta C) - \eta x F_t)$$

et

$$zD_{t-1} = zD_t = 0.5 \cdot (1 - \eta z D_t - \eta z F_t (1 - \theta C))$$

Avec  $\eta x D_t = \eta x F_t = \eta z D_t = \eta z F_t = \eta D = \eta F = \eta$  dans notre cadre conceptuel où nous cherchons à maintenir une symétrie entre les deux pays.

À la lecture du tableau 3/B, nous constatons que l'émission d'actions permet effectivement d'atteindre cet objectif. La volatilité relative des investissements par rapport à la volatilité de l'output passe à 1.83 et est donc plus conforme à la réalité<sup>102</sup>. Cette amélioration s'accompagne d'une corrélation négative et contracyclique de la consommation des managers. Ce phénomène est une illustration dans un cadre international d'un comportement mis en évidence par Danthine et Donaldson dans un cadre purement domestique. Les principales statistiques sont conservées.

---

<sup>102</sup> Certes, nous ne parvenons pas à reproduire la forte volatilité de l'investissement sur le marché américain, généralement proche de 3. Toutefois, à notre défense, il est à noter que cette volatilité est relativement forte par rapport à celles constatées sur les marchés européens notamment dont la valeur avoisine 2.

**Tableau 3/B: Cycles réels dans les économies théoriques**

	MDSE	MDSE	MDAE	MDAE	MDAE	Données
		(GHH)		(GHH)	(GHH)	
	HB=0.8	HB=0.8	HB=0.8	HB=0.8	HB=0.9	Ambler (2004)
<b>Écart-type</b>						
Output	0.01	0.02	0.01	0.02	0.02	
<b>Écart-type relatif</b>						
<b>Par rapport à l'output</b>						
Consommation	0.86	0.86	0.80	0.81	0.80	
Conso. managers	0.18	0.19	0.55	0.53	0.50	
Conso. épargnants	0.86	0.86	0.80	0.81	0.80	
Investissement	1.42	1.42	1.83	1.83	1.76	
Heures travaillées	0.1	0.82	0.14	0.82	0.82	
Exportations nettes	0.01	0.01	0.12	0.13	0.09	
<b>Corrélations avec output</b>						
Consommation	1	1	1	1	1	
Conso. managers	0.81	0.85	-0.91	-0.90	-0.90	
Conso. épargnants	1	1	1	1	1	
Investissement	1	1	0.99	1	1	
Heures travaillées	0.99	1	0.96	1	1	
Exportations nettes	-0.39	-0.44	-0.58	-0.59	-0.59	
<b>Corrélations entre pays</b>						
Consommation	<b>0.24</b>	0.25	0.17	<b>0.13</b>	<b>0.13</b>	<b>0.14</b>
Conso. managers	0.55	0.66	0.02	-0.14	<b>-0.04</b>	
Conso. épargnants	0.24	0.25	0.17	0.13	<b>0.13</b>	
Output	<b>0.24</b>	0.24	0.29	<b>0.24</b>	<b>0.24</b>	<b>0.22</b>
Investissement	<b>0.21</b>	0.20	0.11	<b>0.05</b>	<b>0.15</b>	<b>0.18</b>
Heures travaillées	<b>0.24</b>	0.24	0.69	<b>0.24</b>	<b>0.24</b>	<b>0.25</b>

MDSE : simulations du modèle avec management délégué sans émission d'actions ; MDAE : simulations du modèle avec management délégué et émission d'actions. GHH : fonctions d'utilité Greenwood, Hercowitz, Huffman (1988). HB représente le Home Bias in Equity : % de titres domestiques dans le portefeuille (ou % de la rémunération sous forme de dividendes en provenance de la firme domestique par rapport à la rémunération totale).

De plus, nous pouvons noter que le partage du risque diminue encore davantage, se rapprochant des faits stylisés rapportés par Ambler et al. (2004). Les corrélations des consommations, de l'output, de l'investissement et des heures travaillées sont respectivement de 0.17, (0.02 pour la consommation des managers), 0.29, 0.11 et 0.69<sup>103</sup>. Grâce à l'émission d'actions, nous mettons en évidence le rôle des marchés financiers dans la résolution de l'énigme de la

<sup>103</sup> La corrélation des heures travaillées paraît relativement élevée. Nous suggérons de la diminuer en utilisant des fonctions d'utilité Greenwood, Hercowitz et Huffman (1988).

quantité : la notion de parfait partage du risque telle qu'établie par Backus, Kehoe et Kydland (1995) est cassée<sup>104</sup>. Le choc de productivité dans le pays domestique s'accompagne d'une augmentation de l'émission d'actions afin de tirer profit de cette situation, provoquant une augmentation de la production. Alors que la consommation domestique augmente, elle est accompagnée d'une augmentation de l'investissement et des heures de travail. Dans le pays étranger le choc de productivité va provoquer une augmentation de l'investissement (déjà présent dans le modèle sans émission d'actions mais amplifiée ici). Ce mécanisme va se faire au détriment de la consommation étrangère (illustration de l'absence de parfait partage du risque) et entraîner une augmentation de la production étrangère et des heures de travail. Dans ce contexte, nous avons d'une part cassé la corrélation très élevée des consommations et provoquer une corrélation positive de l'investissement, de la production et des heures de travail, contribuant ainsi à répliquer des résultats conformes aux faits stylisés recensés<sup>105</sup>.

Ce mécanisme apparaît assez clairement dans le tableau 5 rapportant les corrélations croisées des variables macroéconomiques en présence d'une corrélation des innovations nulle dans le cas extrême où les managers ne peuvent détenir de titres étrangers. Ceci nous permet de mettre en évidence l'impact de la non détention de titres étrangers par les managers sur la décision d'investissement et sur l'énigme de la quantité. Les corrélations de la production, des investissements et des heures de travail sont positives avec des valeurs respectives de 0.05, 0.03 et 0.57, alors que la corrélation des consommations est maintenant

---

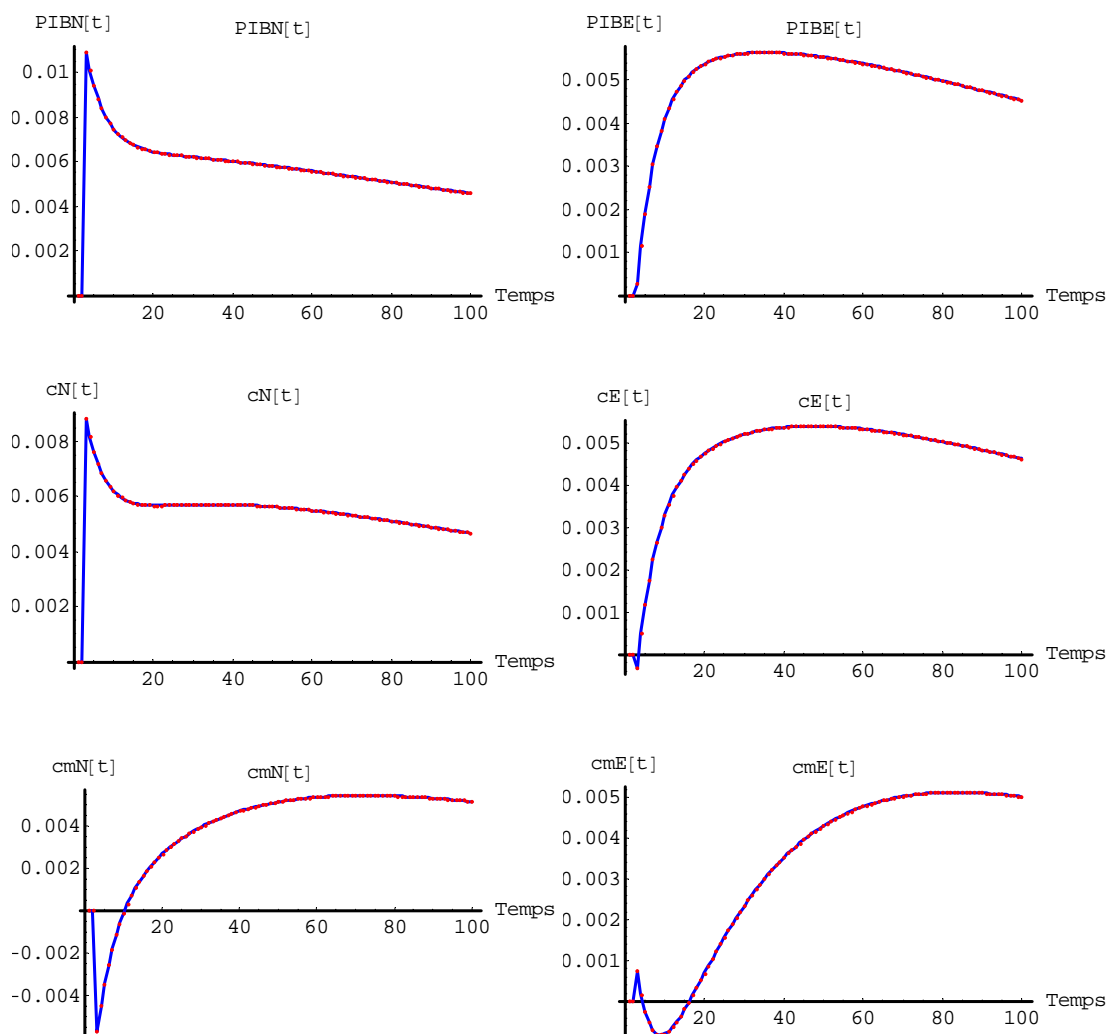
<sup>104</sup> Elle est même très difficile à atteindre, par construction, en l'absence d'obligation qui pourrait jouer le rôle d'actif contingent comme dans le modèle de Cantor et Mark (1988).

<sup>105</sup> Nous tenons toutefois à relativiser ces résultats. Comme dans le cas sans émission d'action, ce mécanisme provient également des hypothèses quant à la diversification des portefeuilles des managers et des actionnaires. La fixité des poids alloués à la détention des titres financiers domestiques et étrangers contraint la consommation des différents agents et rend caduque, par construction, le mécanisme qui garantissait le parfait partage du risque dans le modèle de Backus, Kehoe et Kydland (1995).

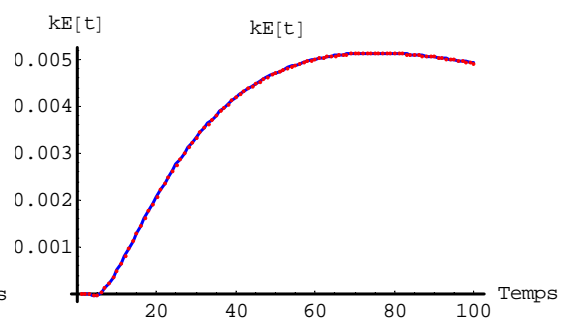
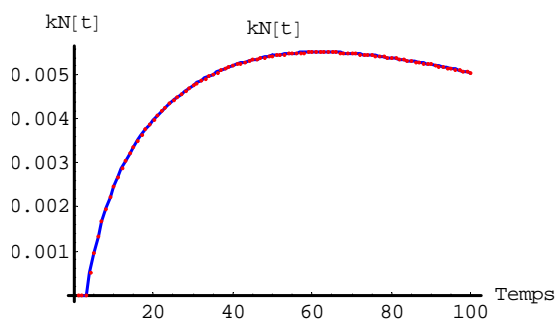
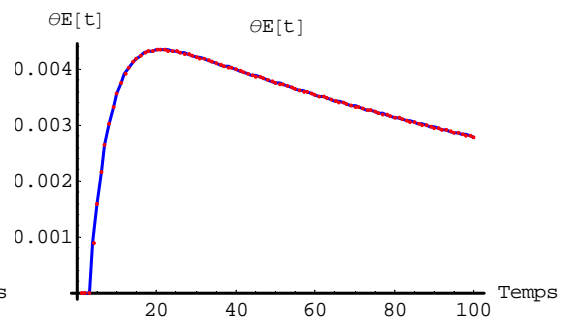
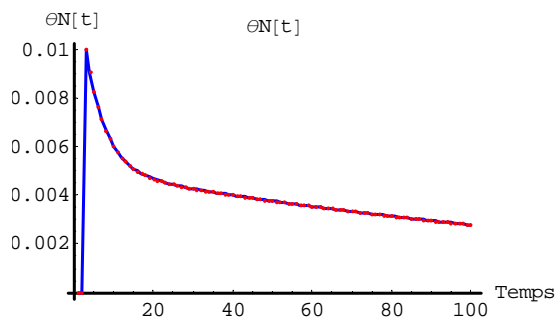
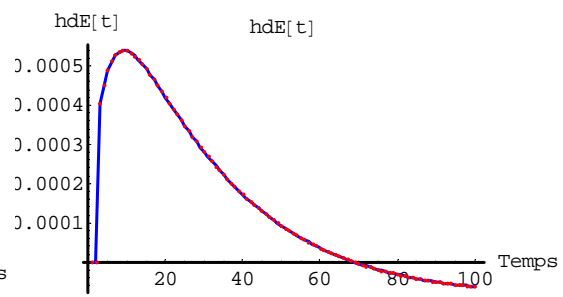
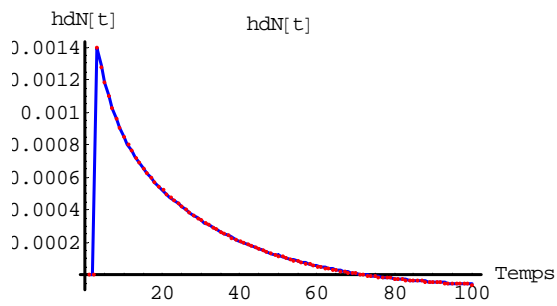
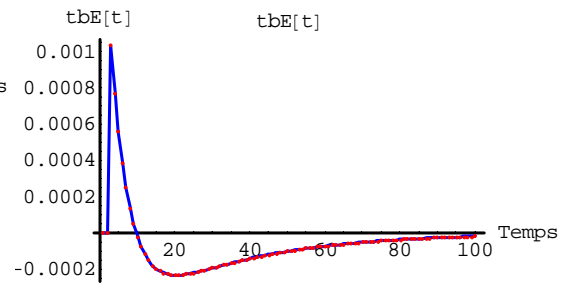
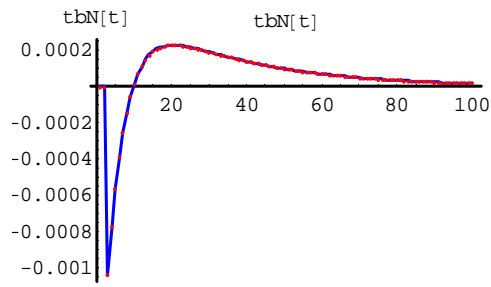
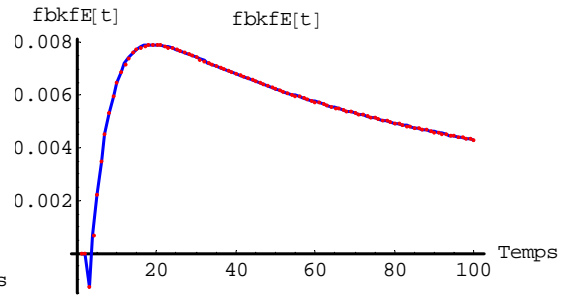
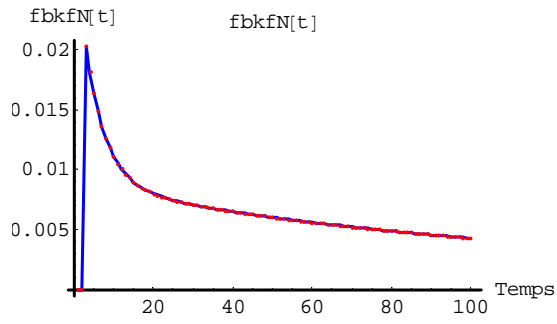
négative. Avec une corrélation positive des innovations, les corrélations croisées seront positives et respecteront l'ordonnancement précité, conformes aux observations effectuées par Ambler et al. (2004).

À la lecture des figures 5, nous pouvons toutefois noter que le choc de productivité a pour conséquence de provoquer une diminution de la consommation des managers alors que nous observons une augmentation dans le cas sans émission d'actions. Avec émission d'actions, les managers acceptent une consommation plus contra-cyclique, résultat d'un investissement moins lisse et plus réceptif au choc de productivité.

**Figures 5: Réponses à un choc asymétrique modèle international avec management délégué et émission d'actions**





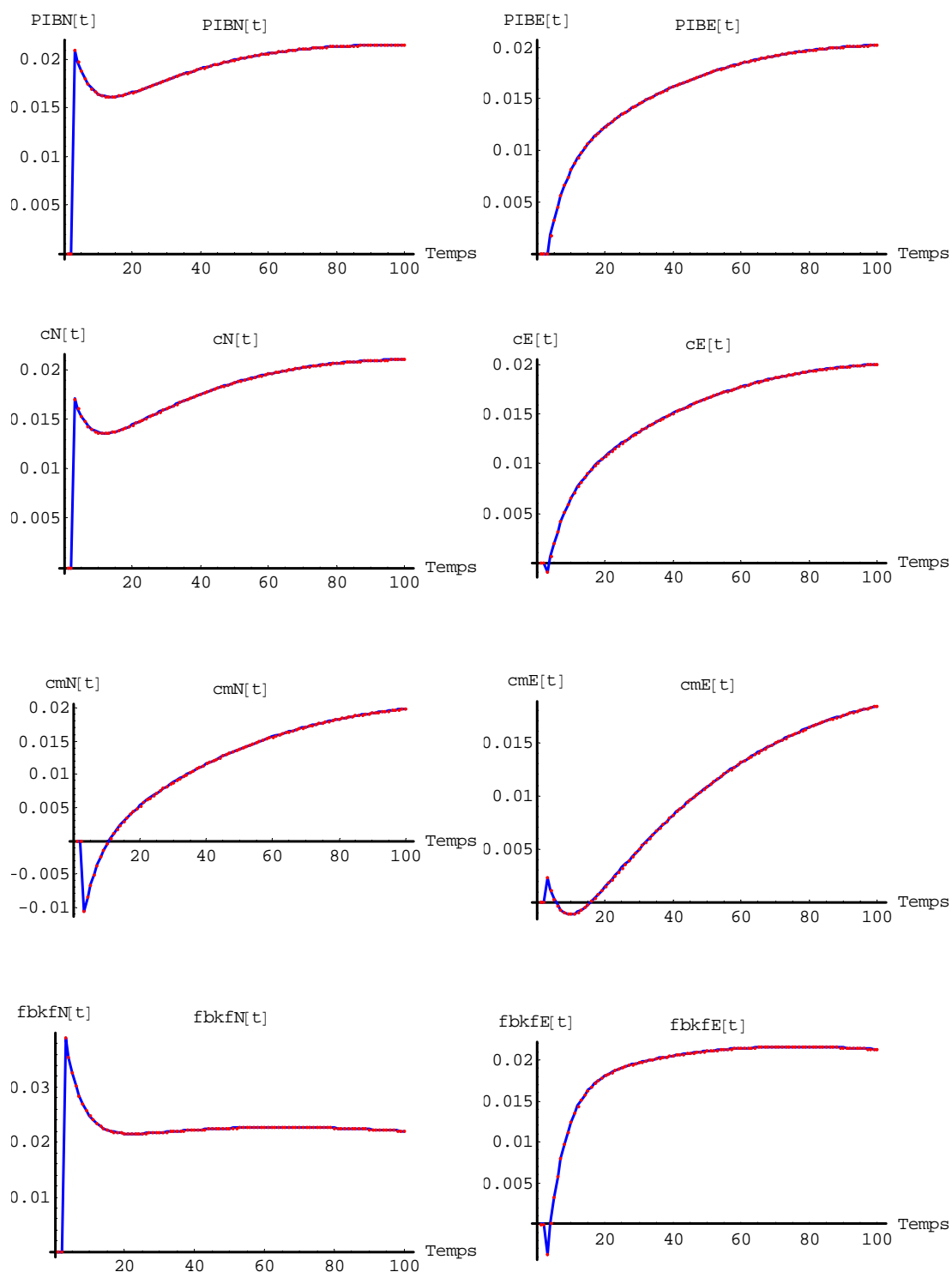


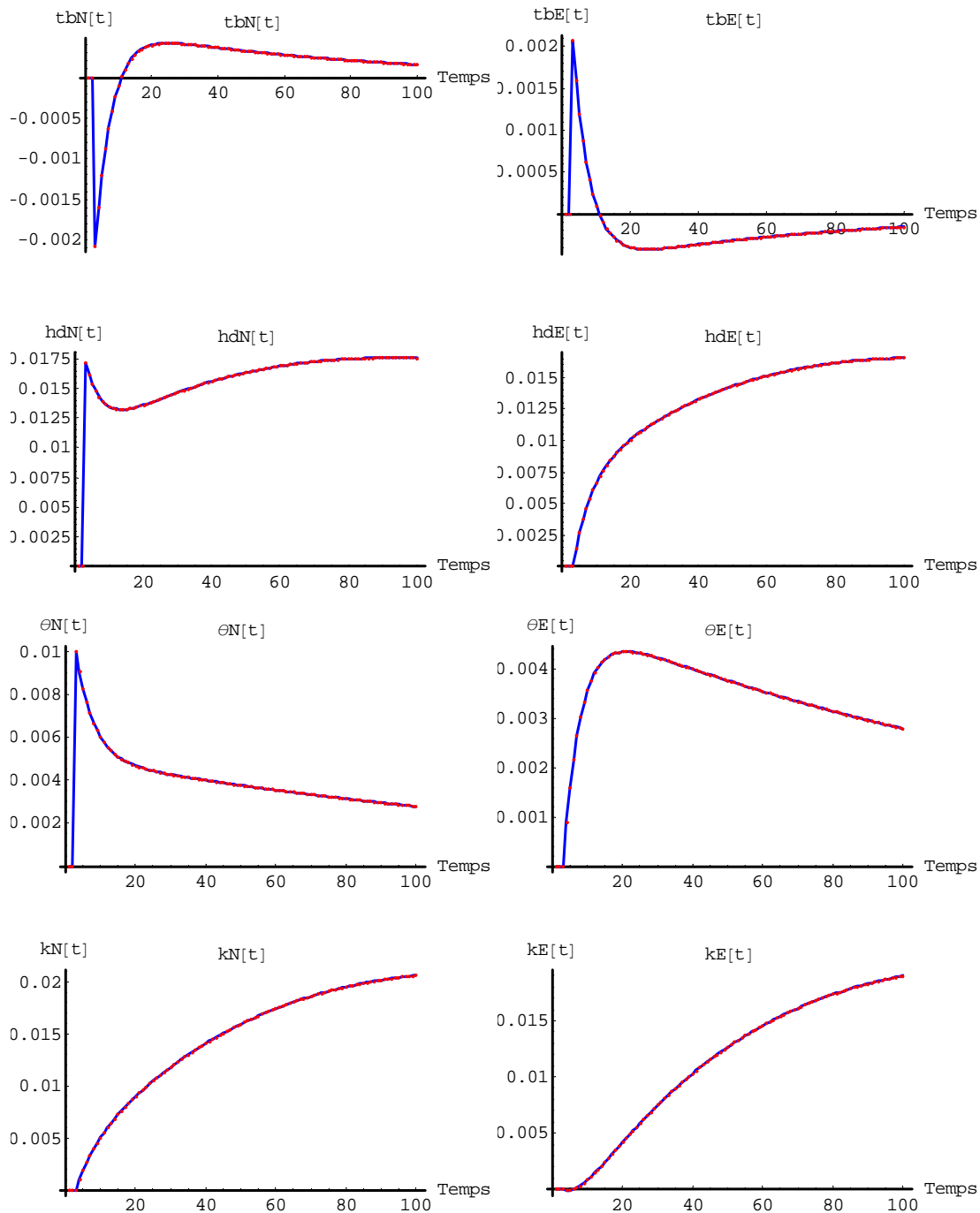
#### **4.1.5 Simulations du modèle international avec management délégué avec émissions d'actions : fonction d'utilité Greenwood, Hercowitz, Huffman (1988)**

Lorsque nous utilisons le modèle international avec management délégué et émission d'actions en recourant à des fonctions d'utilité de type GHH, nous améliorons la valeur de l'écart-type relatif des heures travaillées qui passe à 0.82, comme dans le modèle sans émission d'actions. Les résultats obtenus soulignent la pertinence du modèle international d'équilibre général avec management délégué, émission d'actions et fonctions d'utilité GHH (sous les hypothèses formulées) dans la résolution de l'énigme de la quantité. Nous pouvons ainsi relever que les corrélations des consommations de l'output, de l'investissement et des heures travaillées sont de 0.13, 0.24, 0.05 et 0.24 respectivement. Si nous augmentons la préférence pour les titres nationaux à 90% (0.9 soit un coût de 0.89 sur les dividendes étrangers) elles passent respectivement à 0.13, 0.24, 0.15 et 0.24. Ces valeurs doivent être étudiées à la lumière des faits stylisés avancés par Ambler et al. (2004) : i.e. 0.14, 0.22, 0.18 et 0.25 respectivement.

Les figures 6 illustrent l'impact du choc de productivité domestique sur les variables macroéconomiques, confirmant les observations obtenues des figures 5.

**Figures 6 :** Réponses à un choc asymétrique modèle international avec management délégué, émission d'actions et fonctions d'utilité Greenwood, Hercowitz, Huffman (1988).





À l'aune de ces résultats, nous pouvons constater que le modèle international d'équilibre général avec management délégué et fonctions d'utilité GHH et préférence pour les titres financiers domestiques (et sous les hypothèses mentionnées précédemment) tend à contribuer de façon prégnante à l'amélioration de l'énigme de la quantité. Le modèle permet de répliquer les faits stylisés mis en

évidence par Ambler et al. (2004). La décision d'investissement est prise dans l'intérêt des managers et non exclusivement dans l'intérêt des actionnaires : les taux marginaux de substitution intertemporelle de ces catégories diffèrent en cas de conflits d'agence. De fait, le contrat qui lie le manager aux actionnaires n'est pas le contrat optimal, tel que défini à la suite de Danthine et Donaldson (2008) dans un contexte international. Le manager à qui incombent les décisions d'investissement et d'emploi des travailleurs (actionnaires-consommateurs) agit dans son propre intérêt qui diffère de celui des mandants. Le parfait partage du risque et les mouvements de flux d'investissement vers l'économie bénéficiant du choc de productivité positif n'existent plus. Les prévisions du modèle international avec management délégué ne sont plus contrefactuelles et sont beaucoup plus conformes aux faits stylisés des fluctuations internationales.

## **4.2 Critiques et analyse des hypothèses**

Les bons résultats que nous obtenons méritent une analyse plus approfondie. Force est de constater qu'ils reposent sur des hypothèses portant sur les actionnaires-consommateurs et surtout sur les managers, qui peuvent apparaître par certains aspects relativement contraignantes, dans la mesure où elles cassent parfois de façon exogène le mécanisme générant l'énigme de la quantité.

### **4.2.1 De l'importance relative de la diversification internationale des portefeuilles pour les actionnaires**

D'aucuns pourraient ainsi mentionner la fonction de rémunération des managers qui bien que faisant apparaître une composante incitative associée aux dividendes de la firme et une rémunération fixée (assimilable ici à un salaire) ne leur permet

pas de percevoir un revenu de leur épargne. Se pose ainsi le problème de la rémunération externe des managers et sa contribution au lissage de leur consommation. Conformément et à la littérature consacrée et aux pratiques constatées, il est assez naturel et réaliste de considérer que les managers n'ont pas la possibilité d'acheter des actions de la société dont ils sont gérants : dans le cas contraire les actionnaires auraient à traiter avec des initiés<sup>106</sup>. Nous pouvons noter qu'ils bénéficient néanmoins d'un intéressement assimilable à la rémunération perçue par les actionnaires, propriétaires de la firme, les dividendes. La partie incitative est effectivement une fraction des cash flows considérés ici comme des dividendes. Malgré une hypothèse parfois retenue en équilibre partiel, l'impossibilité pour les managers de prêter ou d'emprunter au taux sans risque paraît plus contraignante. L'accès au marché obligataire, réputé sans risque, pourrait effectivement permettre d'atténuer les problèmes associés à la calibration sous-optimale de la composante salariale de la rémunération du manager, sans pour autant les résoudre ; loin s'en faut. Comme le mentionnent fort justement Danthine et Donaldson (2005), afin de justifier son absence dans la modélisation retenue, dans le cas où la composante salariale serait trop faible par rapport à la composante incitative, la richesse des managers aurait tendance à devenir progressivement négative et importante, tendant vers  $-\infty$ , si ceux-ci avaient la possibilité de transiger au taux sans risque. Ce comportement complètement irréaliste sur les marchés financiers, serait également observé si la composante salariale était correctement spécifiée. Par conséquent, il apparaît difficilement raisonnable de retenir cette hypothèse dans la modélisation, justifiant ainsi le

---

<sup>106</sup> Nous pouvons ici mentionner que nous avons pris en compte ce problème, lorsque nous avons considéré la possibilité d'émettre des actions suite à un choc de productivité. Nous avons notamment rendue l'émission d'actions plus coûteuse pour éviter que les managers utilisent dans leurs propres intérêts l'information privilégiée dont ils disposent.

choix que nous avons effectué à l’instar de Danthine et Donaldson (2005), en ne prenant pas en considération d’obligation au taux sans risque<sup>107</sup>.

Par ailleurs, nous nous intéressons également à la contrainte budgétaire des actionnaires épargnants. Dans la modélisation dont nous avons présenté les résultats, nous avons considéré que dans chaque pays les actionnaires détenaient des portefeuilles diversifiés (50% du portefeuille constitué de titres domestiques et 50 % de titres étrangers<sup>108</sup>). Dans un premier temps, nous présentons ici les résultats obtenus dans le cas où les agents auraient une composition des portefeuilles différente, pouvant refléter notamment une préférence pour les titres financiers domestiques (avec le cas extrême où ils ne détiendraient que des actifs financiers nationaux), avant d’en présenter les conséquences sur l’énigme de la quantité. Dans un deuxième temps, nous émettons l’hypothèse que les actionnaires peuvent détenir un actif sans risque transigé dans les deux économies. Nous reprenons ainsi une hypothèse initialement avancée par Baxter et Crucini (1995) et Kollmann (1996) dans un cadre de modélisation différent afin d’en mesurer les conséquences. En ce sens, nous réintroduisons une plus grande complétude des marchés, telle qu’elle avait été envisagée par Cantor et Mark (1988).

Nous reprenons la contrainte budgétaire des actionnaires et faisons varier le poids des actifs financiers domestiques dans le portefeuille (en adoptant une démarche symétrique pour l’actionnaire étranger). Cette préférence relative pour les actifs financiers domestiques est appelée ici  $\varphi^S$ . Les résultats des simulations obtenus

---

<sup>107</sup> Par la suite, nous pourrions envisager d’autres formes de rémunération impliquant des obligations. Nous laissons ce point pour de futures recherches. Il pourrait alors être possible de considérer des contraintes d’endettement. Ce point n’a pas été traité ici.

<sup>108</sup> Cette hypothèse pourrait être interprétée comme une diversification des portefeuilles de titres financiers, dans la mesure où nous considérons que les deux économies sont symétriques.

avec les mêmes paramètres que ceux décrits dans la section précédente sont reportés dans les tableaux suivants. Nous avons considéré comme précédemment que les managers affichent une préférence pour les titres domestiques de 80% : i.e.  $\theta C=0.75$ .

**Tableau 6 : Modèle IRBC avec management délégué sans émission d’actions.**

**Avec préférence pour les titres nationaux.  $\theta C=0.75$**

$\varphi_s$	$\rho(yD,yF)$	$\rho(cD,cF)$	$\rho(iD,iF)$	$\rho(nD,nF)$	$\rho(cmD,cmF)$
1	0.23	0.25	0.21	0.14	0.54
0.9	0.24	0.25	0.21	0.16	0.54
0.8	0.24	0.25	0.21	0.18	0.55
0.7	0.24	0.24	0.21	0.20	0.55
0.6	0.24	0.24	0.21	0.22	0.55
0.5	0.24	0.24	0.21	0.24	0.55

$\rho(yD,yD)$  : corrélation de la production ;  $\rho(cD,cF)$  : corrélation de la consommation ;  $\rho(iD,iF)$  : corrélation de l’investissement ;  $\rho(nD,nF)$  : corrélation des heures de travail ;  $\rho(cmD,cmF)$  : corrélation de la consommation des managers ;  $\varphi_s$  poids des titres domestiques dans le portefeuille de titres financiers détenus par les actionnaires (shareholders).

Nous procédons à la même série de simulations en prenant cette fois le modèle avec émission d’actions.

**Tableau 7 : Modèle IRBC avec management délégué avec émission d’actions.**

**Avec préférence pour les titres nationaux.  $\theta C=0.75$**

$\varphi_s$	$\rho(yD,yD)$	$\rho(cD,cF)$	$\rho(iD,iF)$	$\rho(nD,nF)$	$\rho(cmD,cmF)$
1	0.19	0.30	0.01	-0.20	-0.08
0.9	0.21	0.30	0.03	-0.05	-0.06
0.8	0.23	0.26	0.05	0.12	-0.04
0.7	0.25	0.23	0.07	0.31	-0.02
0.6	0.27	0.20	0.09	0.51	0.00
0.5	0.29	0.17	0.11	0.69	0.02

$\rho(yD,yD)$  : corrélation de la production ;  $\rho(cD,cF)$  : corrélation de la consommation ;  $\rho(iD,iF)$  : corrélation de l’investissement ;  $\rho(nD,nF)$  : corrélation des heures de travail ;  $\rho(cmD,cmF)$  : corrélation de la consommation des managers ;  $\varphi_s$  poids des titres domestiques dans le portefeuille de titres financiers détenus par les actionnaires (shareholders).

Les principaux résultats des simulations obtenus pour les modèles sans émission d’actions affichent une très grande stabilité. Les corrélations associées à la production, la consommation, les heures de travail et l’investissement ne varient



quasiment pas pour le modèle sans émission avec des valeurs respectivement égales à 0.24, 0.24, 0.21 et comprises entre 0.14 (cas où les actionnaires ne détiennent que les titres domestiques) et 0.24 (50% de titres domestiques et 50% de titres étrangers). Il est à noter que la corrélation des consommations des managers affiche la même constance avec une valeur néanmoins plus élevée de 0.55. Le modèle avec émission d'actions, comme il était prévisible en raison de l'amplification du phénomène de diffusion, laisse apparaître une plus grande disparité. La diversification des portefeuilles tend à augmenter les corrélations de la production (de 0.19 pour 100% de titres domestiques détenus par les actionnaires à 0.29 pour 50% de titres domestiques détenus), de l'investissement (de 0.01 à 0.11 respectivement), des heures de travail (de -0.2 à 0.69 respectivement) et de la consommation des managers (de -0.08 à 0.02 respectivement). La corrélation croisée des consommations comme le suggérait la diversification des portefeuilles est décroissante avec le pourcentage de titres étrangers détenus : de 0.30 à 0.17. Il est intéressant de noter que la corrélation de la consommation devient supérieure à la corrélation de la production pour un phénomène de préférence pour les titres domestiques compris entre 70% et 80%. En outre, nous pouvons également remarquer que les corrélations des investissements bien que positives sont relativement faibles. Nous illustrons à travers ces simples simulations l'impact que peut avoir le phénomène de préférence pour les titres domestiques dans la résolution de l'énigme de la quantité.

Pour une meilleure mise en perspective de ce point, ces résultats sont à rapprocher de ceux obtenus pour le modèle international avec agent représentatif sous les mêmes hypothèses de diversification de portefeuilles<sup>109</sup>.

**Tableau 8 : Modèle IRBC avec agent représentatif.**

$\varphi$	$\rho(yD,yF)$	$\rho(cD,cF)$	$\rho(iD,iF)$	$\rho(nD,nF)$	$\sigma(i)/\sigma(y)$
1	0.05	0.67	-0.35	-0.56	2.8
0.9	0.06	0.64	-0.43	-0.54	2.96
0.8	0.08	0.6	-0.53	-0.49	3.1
0.7	0.14	0.44	-0.56	-0.34	2.98
0.6	0.21	0.3	-0.59	0	3.13
0.5	0.28	0.17	-0.58	0.67	2.93

$\rho(yD,yF)$  : corrélation de la production ;  $\rho(cD,cF)$  : corrélation de la consommation ;  $\rho(iD,iF)$  : corrélation de l'investissement ;  $\rho(nD,nF)$  : corrélation des heures de travail ;  $\rho(cmD,cmF)$  : corrélation de la consommation des managers ;  $\sigma(i)/\sigma(y)$  : volatilité de l'investissement par rapport à la volatilité de l'output.  $\varphi$  poids des titres domestiques dans le portefeuille de titres financiers.

La lecture du tableau révèle des différences très importantes entre les deux types de modélisation et illustre l'énigme de la quantité. L'impact de la diversification des portefeuilles est patent. La diversification tend à réduire la corrélation des consommations et à augmenter la corrélation des productions. Dans le cas d'une répartition 50% de titres domestiques et 50% de titres financiers, la corrélation des productions (0.28) est plus importante que la corrélation des consommations (0.17), mais la corrélation des investissements reste très négative (-0.58) et contrefactuelle, soulignant le rôle du mécanisme d'investissement dans le cas du modèle avec management délégué.

<sup>109</sup> Nous avons repris les mêmes valeurs des paramètres et veillé à ce que le paramètre associé au coût d'ajustement du capital génère une volatilité de l'investissement de 3 fois plus élevée que celle de la production, conformément à la littérature consacrée.

#### 4.2.2 De l'étude d'une obligation sans risque dans le partage du risque

Comme nous l'avons mentionné dans la section précédente, nous avons émis l'hypothèse que les actionnaires ne pouvaient détenir que des actions des firmes domestiques et étrangères. Nous proposons ici d'introduire une obligation sans risque qui va modifier le comportement de consommation des agents, dans la mesure où elle devrait permettre d'augmenter le partage du risque<sup>110</sup>. En ce sens nous reprenons et l'adoptons à notre contexte l'hypothèse introduite par Cantor et Mark (1988). Cette obligation (jouant d'une certaine façon le rôle d'une obligation contingente) n'est disponible que pour les actionnaires (pour les raisons invoquées dans la première section) et va modifier de fait la nature du contrat optimal. Dans ces conditions, toutes choses égales par ailleurs, le programme d'optimisation de l'actionnaire domestique peut être résumé de la façon suivante (la situation de l'agent étranger est symétrique)<sup>111</sup> :

$$V(b_t, zD_{t-1}, xD_{t-1}) = U(cD_t, 1 - hD_t) + \beta \cdot V(b_{t+1}, zD_t, xD_t) \quad (24)$$

sous la contrainte budgétaire :

$$wD_t \cdot hD_t + zD_{t-1}(pz_t + \text{div}z_t) + xD_{t-1}(px_t + \text{div}x_t) + b_t = cD_t + zD_t \cdot pz_t + xD_t \cdot px_t + p_t \cdot b_{t+1} \quad (25)$$

Comme précédemment, nous adoptons le cadre d'équilibre où nous imposons des poids fixes à  $zD_t$  et  $xD_t$  : i.e. 0.5. Les deux nouvelles variables du modèle sont décrites par l'obligation sans risque,  $b$ , et son prix,  $p$ .

Les conditions du premier ordre sont les suivantes :

---

<sup>110</sup> Afin de mettre en évidence ce partage du risque, nous avons choisi le scénario le plus contraignant. Nous avons également considéré dans la modélisation le cas le plus favorable à la résolution de l'énigme de la quantité : i.e. le cas où les managers nationaux ne peuvent détenir de titres étrangers.

<sup>111</sup> Lorsque l'actionnaire domestique a une position d'emprunteur, l'actionnaire étranger adopte une position de prêteur. Voir notamment Baxter et Crucini (1995) et Kollmann (1996).

$$\begin{aligned}
0 &= -\lambda D_t + U^{(1,0)}(cD_t, 1 - hD_t) \\
0 &= wD_t \lambda D_t - U^{(0,1)}(cD_t, 1 - hD_t) \\
0 &= cD_t + 0.5 \cdot \text{div}x_t \cdot kF_t + 0.5 \cdot \text{div}z_t \cdot kD_t + hD_t \cdot wD_t - b_{t+1} \cdot p_t \\
0 &= p_t \cdot \lambda D_t + \beta \cdot V'(b_{t+1})
\end{aligned}
\tag{26 a, b, c, d}$$

L'introduction d'une obligation devrait augmenter le partage du risque et dans ces conditions augmenter la corrélation des consommations, tout en réactivant le mécanisme décrit par Backus, Kehoe et Kydland. En fait, nous rapprochons du cadre décrit par Baxter et Crucini (1995) et Kollmann (1996). Ainsi en reprenant les paramètres de diffusion et de persistance établis par BKK (1995), nous pouvons anticiper une hausse de la corrélation des consommations accompagnée d'une baisse des corrélations de la production, de l'investissement et des heures de travail qui devraient même être négatives. Par ailleurs, en raison de la faible volatilité de l'investissement décrite par l'hypothèse «quiet life», cette tendance ne devrait pas être inversée en présence d'une persistance très forte (0.99) et d'une diffusion nulle, contrairement aux observations constatées par Baxter et Crucini (1995).

Afin de vérifier ces anticipations, nous procédons à une simulation du modèle en utilisant les paramètres de calibration du tableau 2. La technique de résolution est la même que celle adoptée par Baxter et Crucini, adaptée ici au cadre du modèle international avec management délégué sans émission d'actions.

Nous reportons les résultats dans le tableau suivant :

**Tableau 9 : Modèle IRBC avec management délégué et obligation sans émission d'actions :**

$\varphi$	$\rho(yD,yD)$	$\rho(cD,cF)$	$\rho(iD,iF)$	$\rho(nD,nF)$	$\rho(cmD,cmF)$
0.5	-0.05	0.912	-0.065	-0.933	0.248
0.5	0.139	0.449	0.14	-0.646	0.138

$\rho(yD,yD)$  : corrélation de la production ;  $\rho(cD,cF)$  : corrélation de la consommation ;  $\rho(iD,iF)$  : corrélation de l'investissement ;  $\rho(nD,nF)$  : corrélation des heures de travail ;  $\rho(cmD,cmF)$  : corrélation de la consommation des managers ;  $\varphi$  poids des titres domestiques dans le portefeuille de titres financiers. La première ligne est établie avec  $\rho DD = \rho FF = 0.906$ ;  $\rho DF = \rho FD = 0.088$ . La seconde ligne est obtenue avec  $\rho DD = \rho FF = 0.99$ ;  $\rho DF = \rho FD = 0.0$

Comme nous pouvions le prévoir les résultats que nous obtenons sont conformes à ceux obtenus par Baxter et Crucini, avec une conséquence différente toutefois. Alors que Baxter et Crucini (1995) démontraient que l'introduction d'une obligation sans risque, rendant les marchés incomplets, ne permettait pas de résoudre l'énigme de la quantité sous les hypothèses de persistance et de diffusion établies par Backus, Kehoe et Kydland, nos résultats soulignent les limites du modèle international avec management délégué dans la résolution de l'énigme. Ils montrent l'importance des contraintes imposées quant à la composition exogène des portefeuilles des managers et surtout des actionnaires. Ces contraintes apparaissent comme des obstacles au mécanisme de diffusion décrit par Backus, Kehoe et Kydland (1995).

Nous obtenons effectivement des corrélations des consommations, des productions, des investissements et des heures de travail affichant des valeurs respectives de 0.912, -0.05, -0.065 et -0.933, alors que la corrélation des consommation des managers s'élève à 0.248. L'introduction d'une obligation permet aux actionnaires d'augmenter le partage du risque et réintroduit dans une certaine mesure le mécanisme à l'origine de ces résultats contrefactuels. Nous

constatons également que sous l'hypothèse d'une persistance du choc de productivité de 0.99 et une diffusion nulle, la corrélation des productions, bien que positive avec une valeur de 0.139, demeure inférieure à la corrélation des consommations, en baisse avec une valeur de 0.449. La corrélation des investissements est positive (0.14), mais la corrélation des heures de travail demeure très fortement négative (-0.646).

Les résultats établis dans les deux dernières sous-sections soulignent par conséquent les limites du modèle international avec management délégué dans l'explication de l'énigme de la quantité. Les bons résultats que nous avons obtenus dans ce chapitre sont en partie dus aux hypothèses formulées quant à la rémunération des managers et l'absence d'obligations sans risque permettant de réintroduire un mécanisme de partage du risque. Ils mettent en évidence l'importance du phénomène de préférence pour les titres domestiques, tel que supporté par les managers, dans l'explication de l'énigme de la quantité.

## **5. Conclusions**

D'abord développés dans le cadre d'une économie fermée, les modèles d'équilibre général dynamiques ont été par la suite utilisés pour étudier les fluctuations des agrégats macroéconomiques d'une économie à plusieurs pays : l'enjeu étant la meilleure compréhension des cycles réels internationaux. Alors que l'observation des données macroéconomiques révèle des corrélations croisées positives pour la production, la consommation, l'investissement et l'emploi, le modèle dynamique néoclassique d'équilibre général ne parvient pas à reproduire ces faits stylisés. Comme le mettent en évidence Backus, Kehoe et Kydland (1992, 1995), dans le cadre d'un modèle à agent représentatif unique, et en présence d'actifs

contingents, garantissant la complétude des marchés, l'existence d'un différentiel de productivité qui se crée entre le pays domestique et le pays étranger, suite à un choc technologique, implique une corrélation très élevée (voire unitaire) des consommations et génère des corrélations négatives entre production, investissement et emploi à un niveau international : illustration de la tendance que Backus, Kehoe et Kydland (1995) résument par « to make hay where the sun shines »<sup>112</sup>. Ce résultat contrefactuel définit et désigne l'énigme de la quantité. Face aux limites du modèle néoclassique initial, de nombreuses études ont tenté d'apporter des améliorations, réconciliant les prévisions des modèles aux faits. Malgré des apports certains, l'énigme demeure.

Si les modèles internationaux d'équilibre général dynamiques sont généralement développés sous l'hypothèse de l'existence d'un agent représentatif, la réalité quotidienne rappelle que les décisions d'investissement et d'embauche sont déléguées par les propriétaires des entreprises à des managers jugés plus qualifiés. Or cette réalité prégnante, hormis de très rares exceptions, semble avoir été occultée, à tout le moins ignorée par un très large pan de la littérature consacrée à l'étude des cycles réels. Pourtant, à la suite des travaux fondateurs de Bernanke et Gertler (1989), les études de Carlström et Fuerst (1997) et Bernanke et al. (1999) ont souligné l'importance du rôle que pouvait jouer un manager sur les décisions tant d'investissement que d'emploi. Très récemment, Danthine et Donaldson (2008) ont cherché à réconcilier cette réalité en l'intégrant dans un modèle dynamique d'équilibre général, ouvrant ainsi de nouvelles perspectives à l'étude des conflits d'agence entre actionnaires et managers. Force est de constater que ces deux protagonistes cherchent avant tout à maximiser des intérêts qui leur sont

---

<sup>112</sup> Backus, Kehoe Kydland (1995), in *Frontiers of Business Cycle Research* (Cooley, T. F., éditeur), Princeton University Press, pp. 340.

propres. La gageure consiste à les réconcilier par la mise en place d'un contrat de rémunération<sup>113</sup>. C'est cet objectif que s'assignent Danthine et Donaldson (2005,2008) dans le cadre d'une économie fermée. Nous proposons ici d'adapter leur approche à un cadre international afin d'étudier l'impact des décisions d'investissement et d'embauche sur l'énigme de la quantité, après avoir défini les caractéristiques du contrat de délégation optimal dans une économie ouverte à deux pays. En fait, nous cherchons à mettre en évidence, en présence d'éventuels conflits d'agence, le rôle crucial que peut jouer la décision d'investissement dans la propagation des fluctuations internationales. Contrairement au modèle avec agent représentatif unique, où la décision d'investissement est prise dans l'intérêt des actionnaires, permettant ainsi un flux de capitaux vers le pays où se produit le choc de productivité et une très forte corrélation des consommations, le mécanisme du modèle international avec management délégué repose notamment sur la maximisation de l'utilité du manager. Celle-ci diffère de celle de l'actionnaire consommateur, lorsque le contrat de délégation ne vérifie pas les conditions d'optimalité. Dans ces conditions l'égalité des taux marginaux de substitution intertemporelle, en présence de marchés complets, entre le consommateur domestique et le consommateur étranger qui conduisait à une très forte corrélation des consommations (unitaire dans le cas de fonction d'utilité logarithmique) est de facto caduque. En présence de conflits d'agence, le taux marginal de substitution intertemporelle du manager ne sera pas égal à celui de l'actionnaire consommateur. Nous proposons d'associer ici à l'énigme de la quantité l'énigme du phénomène de préférence pour les titres financiers nationaux. En introduisant un coût à la détention de titres étrangers pour les

---

<sup>113</sup> Comme l'attestent Danthine et Donaldson (2005, 2008), le contrat de rémunération des managers est dans la pratique sous-optimal, donnant lieu à des conflits d'agence dont nous étudions ici les conséquences sur les fluctuations internationales dynamiques.



managers, nous introduisons une préférence pour les titres domestiques qui modifie le contrat de délégation et rendant caduque son caractère optimal. La décision d'investissement du manager régule les fluctuations de l'économie et plus particulièrement la consommation : la forte corrélation des consommations n'est plus garantie par le modèle.

Alors que les modèles internationaux d'équilibre général dynamiques basés sur l'hypothèse d'incomplétude des marchés ont montré leurs limites, le modèle international avec management délégué semble apporter une perspective nouvelle à l'explication de l'énigme de la quantité. Les modèles avec marchés incomplets, tels que ceux définis par Baxter et Crucini (1995) et Kollmann (1996) ne parviennent pas à répliquer les faits stylisés sous les hypothèses de persistance et de diffusion du choc de productivité définies par Backus, Kehoe et Kydland (1995). Or ces hypothèses ne sont que l'illustration des données macroéconomiques. Des résultats conduisant à une résolution partielle ne sont recensés que dans le cas très théorique et contrefactuel d'une persistance très forte (proche de 1) et d'une diffusion nulle. Nous parvenons à apporter une explication à l'énigme de la quantité en introduisant pour le manager un phénomène de préférence pour les titres nationaux. Le contrat de délégation du manager perd son caractère optimal. Les taux marginaux de substitution intertemporelle des managers et des actionnaires ne sont plus égaux. Les managers agissent dans leur propre intérêt. Nous montrons que le comportement d'investissement des managers domestiques et étrangers permet d'envisager une corrélation positive des investissements, s'accompagnant, en présence d'une diversification internationale des portefeuilles et d'une diminution de la corrélation des consommations et une augmentation de la corrélation des productions. Ce résultat est obtenu en reprenant les hypothèses de Backus, Kehoe et Kydland (1995).

Toutefois, à l'instar de Danthine et Donaldson (2008), nous constatons dans un cadre international, cette fois, que le comportement des managers révèle un investissement trop lisse, illustration de l'hypothèse de «la vie calme» évoquée dans la littérature financière par Smith et Stulz (1985). Afin de pallier cette lacune, nous suggérons d'augmenter la volatilité de l'investissement en permettant aux managers de recourir à une émission d'actions supplémentaires. Dans ces conditions, le cadre théorique apparaît également incomplet, mais se distingue des cadres précédents. Il s'agit de prendre en considération une incomplétude au niveau des actions et non au niveau des obligations comme dans les modèles de Baxter et Crucini (1995), Kollmann (1996), ou encore Kehoe et Perri (2002). L'émission d'actions supplémentaires permet effectivement d'atteindre cet objectif en cassant la corrélation des consommations et en accentuant la prédominance de la corrélation des productions. Les résultats que nous obtenons sont conformes aux faits stylisés et sont très proches des statistiques rapportées par Ambler et al. (2004). Issues de la modélisation, les corrélations des consommations de l'output, de l'investissement et des heures travaillées sont de 0.13, 0.24, 0.15 et 0.24 respectivement lorsque la préférence pour les titres nationaux est établie à 90% pour le manager. Si la détention d'actifs financiers étrangers est rendue impossible pour les managers, ces valeurs passent à 0.13, 0.24, 0.21 et 0.24 respectivement. Ambler et al. (2004) rapportent quant à eux les valeurs suivantes : i.e. 0.14, 0.22, 0.18 et 0.25 respectivement. Nous constatons que la préférence pour les titres nationaux exprimée par le manager, suite à l'introduction d'un coût à la détention des actifs financiers étrangers, modifie le comportement d'investissement et propose ainsi une explication à l'énigme de la quantité.

À l'aune des résultats de la simulation du modèle international d'équilibre général dynamique avec management délégué, nous pouvons raisonnablement conclure que celui-ci permet de reproduire, sous les hypothèses retenues, les faits stylisés associés aux fluctuations internationales, contribuant ainsi à la résolution de l'énigme de la quantité.

Il semble donc que la prise en considération de la délégation des décisions d'investissement et d'emploi, telle que suggérée par Danthine et Donaldson (2005, 2008), offre des perspectives d'application prometteuses dans un cadre international, notamment lorsque l'énigme de la préférence pour les titres nationaux est prise en considération. Certes, nous concédons que nous avons émis des hypothèses qui peuvent paraître contraignantes. À travers notre approche, deux énigmes irrésolues en macroéconomie internationale ont été conciliées afin de mieux reproduire les faits stylisés associés aux cycles réels. Si cette démarche permet d'allouer une place importante aux conflits d'agence entre managers et actionnaires et à l'asymétrie informationnelle inhérente, dans un cadre international, elle peut également conduire, comme nous l'avons vu à une tentative d'explication de l'énigme de la quantité.

## ANNEXES

### ANNEXE 1

#### **Définition du contrat optimal de rémunération du manager dans une économie à deux pays<sup>114</sup>**

Danthine et Donaldson (2005, 2008) énoncent le théorème suivant :

#### **THÉORÈME : contrat de délégation en économie fermée**

*Soit,*

*H.1. :  $u(.)$  est deux fois continument différentiable, strictement concave et croissante sur  $R^+$  ; la condition d'Inada tient.*

*H.2. :  $H(.)$  est deux fois continument différentiable, strictement convexe et croissante sur  $R^+$  .*

*H.3. :  $F(.,.)$  est deux fois continument différentiable, strictement concave et croissante sur  $R^+ \times R^+$  ; la condition d'Inada tient.*

*Sous les hypothèses H1, H2 et H3, et en posant que l'effort des managers n'a pas d'impact sur la production, alors il est possible de définir un contrat unique de premier rang permettant une allocation Pareto-optimale du travail et du capital :*

$$g^m(div_t) = A_t + \varphi \cdot div_t$$

---

<sup>114</sup> Nous avons considéré ici que ni les managers, ni les actionnaires n'avaient pas la possibilité de détenir d'obligations. Nous envisageons dans une future étude de considérer que les managers et les actionnaires ont accès aux marchés obligataires. Cet accès devrait permettre d'atteindre une plus grande complétude des marchés : telle est l'une des intuitions du modèle de Danthine et Donaldson (2008). Par contre, une telle modélisation devrait nécessiter la mise en place d'une contrainte d'endettement pour les managers. Danthine et Donaldson (2008) constatent effectivement que les managers courent à la faillite en présence d'une obligation qui permettrait de compenser pour le caractère sous-optimal du contrat de délégation.

La rémunération du manager laisse apparaître deux composantes : une composante incitative proportionnelle aux free cash flows générés par l'entreprise et une composante salariale indexée à la masse salariale globale.

Afin de déterminer la forme de ce contrat optimal dans le cas d'une économie à deux pays, le pays domestique D et le pays étranger F, possédant chacun une firme représentative, nous dérivons les conditions d'optimalité pour le manager domestique (le cas du manager étranger est parfaitement symétrique).

Nous pouvons définir le dividende ou cash flow pour la firme domestique comme suit en considérant une fonction de production Cobb-Douglas,  $\theta D_t F(kD_t, hD_t)$  :

$$dD_t = \theta D_t F(kD_t, hD_t) - hD_t \cdot wD_t - g(\Pi D_t) \text{ (version simplifiée de notre équation 4)}$$

Le manager domestique représentatif résout le problème d'optimisation suivant :

$$V^m(kD_0, \theta D_0, AD_0; wD_t) = \max_{\{cD_t^m, hD_t, iD_t\}} E\left(\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t u(cD_t^m)\right)$$

*s.c.*

$$cD_t^m = g^m(dD_t) = \varphi \cdot dD_t + AD_t$$

$$dD_t = \theta D_t F(kD_t, hD_t) - hD_t \cdot wD_t - iD_t \tag{A.1}$$

$$kD_{t+1} = (1 - \delta)kD_t + iD_t$$

$$cD_t^m, dD_t, iD_t, hD_t \geq 0$$

$$\theta D_{t+1} \sim dF(\theta D_{t+1}; \theta D_t); \theta D_0 \text{ donné}$$

Nous calculons les conditions du premier ordre nécessaires et suffisantes pour obtenir une solution au problème de l'agent représentatif et cherchons à définir précisément les composantes du contrat optimal dans le cas d'une économie à 2 pays, possédant chacun sa firme représentative.

Les actionnaires, consommateurs épargnants sont parfaitement diversifiés. Dans le cas de notre économie ouverte, cela revient à reprendre des poids fixés de façon exogène pour les titres financiers nationaux et étrangers. Les actionnaires

domestiques et étrangers détiennent collectivement le marché (hormis les titres étrangers que peuvent détenir les managers domestiques et les titres domestiques détenus par les managers étrangers) et perçoivent donc les dividendes générés par l'entreprise domestique et l'entreprise étrangère après rémunération des managers<sup>115</sup>. Dans ces conditions le problème d'optimisation de l'actionnaire domestique<sup>116</sup> consiste à établir les meilleures décisions quant au travail et à l'investissement de portefeuille (dans ce cas cette décision est fixée)

$$\begin{aligned}
 V^s(zD_{t-1}, xD_{t-1}) &= \max_{\{cD_t^s, hD_t^s, zD_t, xD_t\}} E \left( \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [u(cD_t^s) - H(hD_t^s)] \right) \\
 s.c. \\
 cD_t^s + pz_t \cdot zD_t + px_t \cdot xD_t &\leq (pz_t + divz_t) \cdot zD_{t-1} \\
 + (px_t + divx_t) \cdot xD_{t-1} + wD_t hD_t^s & \quad (A.2.) \\
 cD_t^s, zD_{t-1}, xD_{t-1}, hD_t^s &\geq 0; \forall t; \\
 zD_t \sim dG(zD_t; zD_{t-1}); zD_0 &\text{donné} \\
 xD_t \sim dG(xD_t; xD_{t-1}); xD_0 &\text{donné}
 \end{aligned}$$

Par ailleurs, nous reprenons les hypothèses suivantes :

H.1. :  $u(\cdot)$  est deux fois continument différentiable, strictement concave et croissante sur  $R^+$  ; la condition d'Inada tient.

H.2. :  $H(\cdot)$  est deux fois continument différentiable, strictement convexe et croissante sur  $R^+$ .

H.3. :  $F(\cdot, \cdot)$  est deux fois continument différentiable, strictement concave et croissante sur  $R^+ \times R^+$  ; la condition d'Inada tient.

Les conditions d'équilibre sont les suivantes :

---

<sup>115</sup> Ceci correspond à un dividende agrégé dans le cas d'une économie ouverte avec équilibre «perfectly pooled».

<sup>116</sup> Nous utilisons l'exposant s pour désigner l'actionnaire, consommateur-épargnant. s : shareholder

$$\begin{aligned}
hD_t &= hD_t^s; hF_t = hF_t^s \\
iD_t + iF_t &= iW_t : \text{investissement mondial} \\
\theta D_t F(kD_t, hD_t) + \theta F_t F(kF_t, hF_t) &= YD_t + YF_t = YW_t \\
&= cD_t^s + cF_t^s + cD_t^m + cF_t^m + iW_t \\
zD_t + zF_t + \eta D_t + \eta F_t &= 1 \\
xD_t + xF_t + \eta D_t + \eta F_t &= 1 \\
zD_t = zF_t = xD_t = xF_t &= 0.5(1 - \eta D - \eta F) \\
\eta D = \eta F &= \eta
\end{aligned} \tag{A.4}$$

W représente le monde défini par les économies domestique, D, et étrangère, F.

iW représente l'investissement mondial agrégé.

Sous les hypothèses H.1, H.2 et H.3 les conditions du premier ordre nécessaires et suffisantes sont pour  $\forall t$  :

-1- La condition marginale standard définissant l'offre optimale de travail exprimée par l'actionnaire-travailleur :

$$\begin{aligned}
u_1(cD_t^s) \cdot \theta D_t \cdot F_2(kD_t, hD_t) &= H_1(hD_t^s) \\
i.e. \\
\theta D_t \cdot F_2(kD_t, hD_t) &= wD_t
\end{aligned} \tag{A.5}$$

-2- Équation d'Euler standard définissant l'investissement :

$$1 = \beta \int \frac{u_1(cD_{t+1}^m)}{u_1(cD_t^m)} [\theta D_t \cdot F(kD_t, hD_t) + (1 - \delta)] d\hat{F}(\theta D_{t+1}, \theta D_t) \tag{A.6}$$

-3- La condition d'optimalité de Pareto associée au partage du risque. Il s'agit de l'illustration de l'égalité des taux marginaux de substitution intertemporelle du manager et de l'actionnaire.

$$\frac{u_1(cD_{t+1}^m)}{u_1(cD_t^m)} = \frac{u_1(cW_{t+1}^s)}{u_1(cW_t^s)} = \frac{u_1(\varphi \cdot \text{div}z_{t+1} + AD_{t+1})}{u_1(\varphi \cdot \text{div}z_t + AD_t)} \tag{A.7}$$

L'homogénéité de la fonction d'utilité  $u(\cdot)$  implique que cette égalité sera satisfaite si la consommation du manager domestique est proportionnelle à la consommation agrégée des actionnaires de la firme (donc proportionnelle et à la consommation de l'actionnaire domestique et à celle de l'actionnaire étranger) : i.e. la consommation

du manager domestique doit être proportionnelle à la consommation agrégée mondiale totale.

Considérons les égalités suivantes basées sur l'hypothèse de rémunération linéaire telle que définie par Danthine et Donaldson (2008) :

$$\begin{aligned}
cD_t^m &= \varphi^D(\text{div}z_t) + AD_t \\
cD_t^m &= \varphi^D(YD_t - wDt \cdot hD_t - iD_t) + AD_t \\
cD_t^m &= \varphi^D(YD_t - iD_t) - \varphi^D(wDt \cdot hD_t) + AD_t \\
cF_t^m &= \varphi^F(YF_t - iF_t) - \varphi^F(wFt \cdot hF_t) + AF_t
\end{aligned} \tag{A8}$$

et

$$\begin{aligned}
cW_t^s &= cD_t^s + cF_t^s = YW_t - iW_t - cD_t^m - cF_t^m \\
cW_t^s &= YW_t - iW_t - \varphi^D(YD_t - iD_t) + \varphi^D(wDt \cdot hD_t) - AD_t \\
&\quad - \varphi^F(YF_t - iF_t) + \varphi^F(wFt \cdot hF_t) - AF_t \\
cW_t^s &= (1 - \varphi^D - \varphi^F)(YW_t - iW_t) + \varphi^D(wDt \cdot hD_t) \\
&\quad - AD_t + \varphi^F(wFt \cdot hF_t) - AF_t
\end{aligned} \tag{A.9}$$

Celles-ci nous indiquent que :

$$\begin{aligned}
AD_t &= \varphi^D(wDt \cdot hD_t) + \varphi^D(wFt \cdot hF_t) + \varphi^D \cdot \text{div}x_t \\
&\text{et} \\
AF_t &= \varphi^F(wFt \cdot hF_t) + \varphi^F(wDt \cdot hD_t) + \varphi^F \cdot \text{div}z_t
\end{aligned} \tag{A.10}$$

Par conséquent nous pouvons en déduire que :

$$\begin{aligned}
cD_t^m &= (\varphi^D) \cdot (YW_t - iW_t) \\
cF_t^m &= (\varphi^F) \cdot (YW_t - iW_t) \\
cW_t^s &= (1 - \varphi^D - \varphi^F) \cdot (YW_t - iW_t) \\
cD_t^s &= 0.5 \cdot (1 - \varphi^D - \varphi^F) \cdot (YW_t - iW_t) \\
cF_t^s &= 0.5 \cdot (1 - \varphi^D - \varphi^F) \cdot (YW_t - iW_t)
\end{aligned} \tag{A.11}$$

À l'issue de cette démarche, nous pouvons tirer quelques enseignements sur la nature du contrat optimal d'un manager dans le cadre d'une économie ouverte.



Ceux-ci pourraient être énoncés à travers une généralisation du Théorème 5 de Danthine et Donaldson (2008) appliqué au cadre d'une économie à deux pays.

**THÉORÈME : contrat de délégation en économie ouverte (deux pays)**

*Soit,*

*H.1. :  $u(\cdot)$  est deux fois continument différentiable, strictement concave et croissante sur  $R^+$  ; la condition d'Inada tient.*

*H.2. :  $H(\cdot)$  est deux fois continument différentiable, strictement convexe et croissante sur  $R^+$  .*

*H.3. :  $F(\cdot, \cdot)$  est deux fois continument différentiable, strictement concave et croissante sur  $R^+ \times R^+$  ; la condition d'Inada tient.*

*Sous les hypothèses H1, H2 et H3, et en posant que l'effort des managers n'a pas d'impact sur la production, alors il est possible de définir un contrat unique de premier rang permettant une allocation Pareto-optimale du travail et du capital et dont les caractéristiques sont les suivantes :*

*-1-  $g^m(\text{div}z_t) = AD_t + \varphi^D \cdot \text{div}z_t$  où la rémunération salariale ne dépend pas des variables sous contrôle du manager domestique (la rémunération du manager étranger est symétrique :  $g^m(\text{div}x_t) = AF_t + \varphi^F \cdot \text{div}x_t$  )*

*-2-*

$$AD_t = \varphi^D (wDt \cdot hD_t) + \varphi^D (wFt \cdot hF_t) + \varphi^D \cdot \text{div}x_t$$

*et*

$$AF_t = \varphi^F (wFt \cdot hF_t) + \varphi^F (wDt \cdot hD_t) + \varphi^F \cdot \text{div}z_t$$

*-3- pour  $\varphi^D = \varphi^F$  nous avons  $cD_t^m = cF_t^m$ . Le manager domestique et le manager étranger ont le même profil de consommation (consommations identiques).*

Le manager va donc percevoir une fraction du salaire mondial agrégé mais également une fraction de la capitalisation boursière mondiale et non une seule fraction des cash flows générés par la performance de la firme qu'il dirige. Cette fraction pour ces deux sources de rémunération est la même. Le manager peut avec ce type de contrat voir sa rémunération augmenter alors que les performances de sa firme sont mauvaises, sous l'hypothèse que l'économie mondiale enregistrerait de bonnes performances.

Par ailleurs, il apparaît clairement que la consommation est parfaitement positivement corrélée entre les pays. Nous pouvons également noter que pour des valeurs de  $\varphi^D$  et  $\varphi^F$  identiques la consommation du manager étranger sera égale à la consommation du manager domestique : l'existence d'un contrat optimal tel que défini ici devrait donc reproduire «l'énigme de la quantité». Pourtant les conflits d'agence existent et la mise en place effective d'un tel contrat peut constituer un véritable défi.

Comme nous l'avons mentionné précédemment, les actionnaires-consommateurs sont parfaitement diversifiés. Ils établissent un contrat optimal de délégation à l'égard du manager afin que celui-ci agisse dans leurs intérêts : i.e. que le taux marginal de substitution intertemporelle du manager soit égal à celui de l'actionnaire représentatif. Dans ces conditions les managers seront eux aussi parfaitement diversifiés. Or cette situation est peu probable. La rémunération des managers laisse généralement apparaître une part incitative beaucoup plus importante que la part de rémunération fixe (80 à 90%, voire plus aux États-Unis, lorsque l'on prend en considération les stock-options). Par ailleurs, ce contrat ne prend pas en considération l'une des énigmes irrésolue en macro-économie

internationale : le phénomène de préférence pour les titres domestiques. Dans le cadre de notre économie à deux pays, le contrat optimal implique que l'exposition du manager à la valeur des fonds propres de la firme qu'il dirige est la même que l'exposition au portefeuille de marché mondial. Si une préférence pour les titres domestiques existe pour le seul manager, cette position devient caduque. Nous nous proposons d'analyser cette situation particulière et d'en évaluer l'impact sur la décision d'investissement et sur l'énigme de la quantité. Une diminution de la rémunération en provenance de la firme étrangère devrait illustrer l'hypothèse de la «vie calme» et permettre de casser la parfaite corrélation des consommations tout en augmentant la corrélation des investissements.

### **Analyse du phénomène de préférence pour les titres nationaux**

Comme dans le cadre du chapitre, nous considérons que la rémunération du manager domestique associée aux dividendes de la firme étrangère est supposée linéaire :  $\Gamma(cfF_t) = \varphi^D cfF_t = \varphi^D \cdot divx_t$  où  $\varphi^D$  représente la part des dividendes de la firme étrangère perçue par le manager domestique. Afin de simuler les résultats obtenus avec cette rémunération, nous considérons que cette part est la même pour le manager domestique et pour le manager étranger. Par ailleurs nous calibrons cette valeur pour qu'elle reflète une diversification opérée par le manager. Nous avons donc :  $\eta = \eta D = \eta F = \varphi^D = \varphi^F$ .

Afin de tenir compte du phénomène de préférence pour les titres nationaux, nous introduisons des coûts de transaction à la détention d'actifs financiers étrangers. Ces coûts vont de fait limiter la détention de titres étrangers et par là même la rémunération que le manager domestique peut en espérer. Nous considérons qu'il s'agit de coûts de transaction proportionnels,  $\theta C$ , dont l'une des particularités est d'amputer le dividende perçu par le manager domestique du montant du coût.

$$\text{Avec } \Gamma(cfF_t) = \varphi^D \cdot (1 - \theta C) cfF_t = \varphi^D \cdot (1 - \theta C) divx_t \quad (\text{A.12})$$

Dans ces conditions, nous avons la rémunération suivante pour le manager domestique et pour le manager étranger.

Soit pour la partie indépendante des cash-flows de la firme

$$\begin{aligned} AD_t &= \varphi^D (wDt \cdot hD_t) + \varphi^D (wFt \cdot hF_t) + \varphi^D (1 - \theta C) \cdot divx_t \\ \text{et} \\ AF_t &= \varphi^F (wFt \cdot hF_t) + \varphi^F (wDt \cdot hD_t) + \varphi^F \cdot (1 - \theta C) divz_t \end{aligned} \quad (\text{A.13})$$

Ainsi nous obtenons les rémunérations totales, et pour le manager domestique et pour le manager étranger.

-1-  $g^m(divz_t) = AD_t + \varphi^D \cdot divz_t$  pour le manager domestique (la rémunération du manager étranger est symétrique :  $g^m(divx_t) = AF_t + \varphi^F \cdot divx_t$  )

Soit :

$$g^m(divz_t) = \varphi^D (wDt \cdot hD_t) + \varphi^D (wFt \cdot hF_t) + \varphi^D (1 - \theta C) \cdot divx_t + \varphi^D \cdot divz_t \quad (\text{A.14})$$

Et

$$g^m(divx_t) = \varphi^F (wFt \cdot hF_t) + \varphi^F (wDt \cdot hD_t) + \varphi^F \cdot (1 - \theta C) divz_t + \varphi^F \cdot divx_t \quad (\text{A.15})$$

Nous voyons par l'introduction de ce simple coût de transaction, que les conditions d'optimalité ne tiennent plus. Le taux marginal de substitution intertemporelle du manager domestique est différent de celui de l'actionnaire de la firme domestique. Nous pouvons également noter que lors d'un choc de productivité les rémunérations des managers domestiques et étrangers diffèrent ostensiblement : ils affichent chacun une préférence pour les titres nationaux modifiant la nature du contrat de rémunération qui perd de fait son caractère optimal.

Cette perte d'optimalité est accentuée dans le cas où le manager domestique ne perçoit pas de rémunération salariale en provenance de la firme étrangère.

$$g^m(\text{div}z_t) = \varphi^D(wDt \cdot hD_t) + \varphi^D(1 - \theta C) \cdot \text{div}x_t + \varphi^D \cdot \text{div}z_t \quad (\text{A.16})$$

Ce cas est également considéré dans le chapitre. Si il est logique (à tout le moins raisonnablement envisageable) que la rémunération du manager domestique puisse être indexée sur la rémunération salariale de l'entreprise qu'il dirige, une indexation sur la masse salariale de la firme étrangère est très peu probable et serait très discutable. Nous ne l'avons donc pas retenue. En conséquence, nous nous éloignons davantage du contrat optimal et donc davantage encore du parfait partage du risque. Notons également que nous avons accentué encore ce phénomène à travers la modélisation à la Bernanke et al. (1999) où nous avons choisi d'allouer une part incitative beaucoup plus importante que la part de rémunération fixe (80 à 90%, voire plus aux États-Unis, lorsque l'on prend en considération les stock-options). Ces différents points et plus particulièrement l'introduction d'un coût d'acquisition de titres étrangers pour le manager domestique, générant une préférence pour les titres nationaux, rendent caduque le contrat optimal et confèrent au manager un objectif d'investissement qui l'éloigne du parfait partage du risque et de l'intérêt des actionnaires. Ce type de rémunération associée à la rémunération des actionnaires (avec notamment un poids fixé de façon exogène pour la détention de titres nationaux et de titres étrangers) est à l'origine de l'explication avancée à l'énigme de la quantité.



## CONCLUSION GÉNÉRALE

Tout en présentant les résultats de notre étude qui a porté sur deux énigmes irrésolues en macroéconomie internationale, le phénomène de préférence pour les titres nationaux d'une part et l'énigme de la quantité d'autre part, il nous paraît important de rappeler brièvement les principaux enjeux associés à chacune d'elles.

### **Les apports de l'étude**

Alors que la littérature économique et financière s'accorde sur l'importance de l'asymétrie informationnelle et des facteurs comportementaux dans l'explication de l'énigme du phénomène de préférence pour les titres financiers nationaux, nous avons cherché à créditer cette position en proposant deux contributions : l'une théorique, l'autre empirique.

En premier lieu, dans notre premier chapitre, nous avons adopté et adapté la suggestion établie récemment par Obstfeld et Rogoff (2001). Ceux-ci avancent l'idée selon laquelle l'introduction de coûts de transaction dans les modèles internationaux d'équilibre général serait particulièrement bien appropriée à la résolution des principales énigmes recensées en macroéconomie internationale. Afin de démontrer la pertinence de cette approche, nous avons choisi de développer un modèle international à générations imbriquées où sont définis des coûts à la détention d'actifs étrangers par les agents domestiques. Ces coûts de transaction, assimilables à des coûts d'acquisition d'information<sup>117</sup> incluent aussi

---

<sup>117</sup> Et toute autre forme de coût informationnel.

les taxes existantes et autres contraintes à la diversification internationale. Dans le contexte théorique retenu, il n'existe aucune autre barrière à l'investissement international, encourageant ainsi la diversification des portefeuilles. Les résultats obtenus après simulation numérique du modèle démontrent qu'un très faible coût de transaction permet de reproduire le phénomène de préférence observé dans la composition des portefeuilles. Notre étude tend ainsi à confirmer la thèse d'Obstfeld et Rogoff (2001) et apporte une explication à l'énigme de la préférence pour les titres nationaux.

En second lieu, dans notre second chapitre, nous avons choisi d'utiliser une base de données récente développée par Ahearne, Grier et Warnock (2004), illustrant l'énigme de la préférence pour un investisseur américain représentatif. Deux grandes catégories de barrières à l'investissement international ont été avancées dans la littérature pour justifier la préférence pour les titres financiers nationaux : les barrières directes d'une part et les barrières indirectes, d'autre part.

La première catégorie dans laquelle il est possible de recenser l'existence de différentiels d'inflation<sup>118</sup>, de barrières institutionnelles<sup>119</sup>, de taxes sur les échanges internationaux<sup>120</sup> ou de coûts de transaction<sup>121</sup> réels et facilement quantifiables<sup>122</sup> s'avère avoir un pouvoir explicatif très limité<sup>123</sup>, surtout après la dérèglementation et la libéralisation des places financières dans les pays développés survenues au cours de la décennie 1980. Les explications les plus convaincantes sont à rechercher dans la deuxième catégorie qui inclut et

---

<sup>118</sup> Krugman (1981), Adler et Dumas (1983), Solnik (1974),(1983), Sercu (1980), Branson et Henderson (1985)...

<sup>119</sup> Errunza et Losq (1985,1989,1992), Eun et Janakiramanan (1986), Cooper et Kaplanis (1986), Gultekin (1983), Gultekin, Gultekin et Penati (1989), Hietala (1989), Bergström et alii (1993), Padmanabhan (1992), Werner et Sellin (1993), Stulz et Wasserfallen (1995), Basak (1996), Chan et al (2005)...

<sup>120</sup> Stulz (1981, 1981, 1995), Black (1974), Gordon et Varian (1989)...

<sup>121</sup> Dumas (1994), Uppal (1992) (1993), Dumas et Uppal (2001), Coeurdacier (2005) considèrent des coûts de transport.

<sup>122</sup> Et non fictifs comme les coûts d'acquisition d'information.

<sup>123</sup> Cf. Cooper et Kaplanis (1994).



l'asymétrie informationnelle<sup>124</sup> et les facteurs comportementaux<sup>125</sup>. Comme l'attestent les résultats de Heath et Tversky (1991), une décision apparaît d'autant plus risquée qu'elle est prise dans un contexte où certains paramètres sont inconnus des décideurs. Brennan et Cao (1997), Kang et Stulz (1997), mais aussi très récemment Veldkamp et Van Nieuwerburgh (2007) ont donné une illustration à ce comportement dans le cas du phénomène de préférence pour les titres nationaux : les agents tendent à investir dans les firmes étrangères les plus connues et/ou pour lesquelles l'information comptable et financière est facilement disponible et interprétable. Aussi avons-nous choisi d'étudier l'impact des différentes mesures de manipulations comptables recensées à l'échelle internationale sur la composition des portefeuilles de l'agent américain représentatif. Nous avons étudié les mesures de l'opacité, récemment développées par Bhattacharya et al. (2003) et Leuz et al. (2003), et cherché à mettre en évidence leur pouvoir explicatif : l'agressivité des bénéfices (*"earnings aggressiveness"*), la tendance à éviter les pertes (*"loss avoidance"*) et le lissage des bénéfices (*"earnings smoothings"*). Nos résultats tendent à montrer qu'il existe une relation très significative entre le lissage des bénéfices et la préférence pour les titres nationaux. Par ailleurs, nous nous sommes également intéressés à l'adoption des normes comptables internationales (IFRS<sup>126</sup> anciennement IAS<sup>127</sup>) et au rôle des analystes financiers dans la décision d'investissement<sup>128</sup>. Nos résultats soulignent d'une part, l'importance de l'adoption des normes IFRS : les investisseurs américains affichent effectivement une préférence nationale plus

---

<sup>124</sup> Notamment les coûts d'acquisition d'information suggérés par Merton (1987) dans le cadre d'un modèle domestique d'équilibre partiel.

<sup>125</sup> Cette approche est un prolongement des travaux initiateurs de Kahneman et Tversky (1979) et Heath et Tversky (1991) sur la perception du risque.

<sup>126</sup> Acronyme pour International Financial Reporting Standards.

<sup>127</sup> Acronyme pour International Accounting Standards.

<sup>128</sup> En effectuant des prévisions et en établissant des recommandations d'achat ou de vente, les analystes tendent à influencer grandement la décision d'investissement et par conséquent la composition des portefeuilles.

faible à l'encontre des pays utilisant les normes IFRS. D'autre part, ils tendent à montrer qu'il existe un lien entre la qualité des prévisions des analystes et le phénomène de préférence pour les titres nationaux. Celui-ci apparaît de façon prégnante lorsque les problèmes de gouvernance sont pris en considération et que l'on intègre le fait que seule une fraction des actions est disponible aux investisseurs américains<sup>129</sup>. Par ailleurs, nous avons étendu notre échantillon en considérant trois années d'observations supplémentaires (2001, 2003 et 2004) et analysé le phénomène de préférence pour les titres nationaux pour six autres pays développés. Nos résultats sont confirmés et soulignent l'importance des variables comptables et le rôle des prévisions des analystes financiers dans l'explication de le l'énigme de la préférence nationale.

Dans notre troisième chapitre, nous avons proposé de revisiter l'énigme de la quantité établie par Backus, Kehoe et Kydland (1995). Leur modèle dynamique international d'équilibre général, inspiré du modèle de cycle réel standard de Kydland et Prescott (1982), conduit sous l'hypothèse de marchés complets (au sens Arrow-Debreu), à des résultats contraires à l'observation des faits stylisés associés aux fluctuations internationales des agrégats macroéconomiques. Le parfait partage du risque entraîne une corrélation unitaire des consommations et le différentiel de productivité créé entre les deux pays suite à un choc technologique génère des corrélations négatives pour la production, l'investissement et l'emploi. À ces anomalies conceptuelles, s'ajoute la faiblesse des fluctuations simulées liées aux termes de l'échange eu égard à celles observées dans les données. Bien qu'une importante littérature ait été consacrée à la résolution de cette énigme,

---

<sup>129</sup> Pour mettre en évidence ce point, nous avons repris la définition de la préférence pour les titres nationaux suggérée par Dahlquist et al. (2003) qui montrent que dans certains pays, seule une partie des titres peut être détenue par les investisseurs étrangers. Ce point a été très récemment confirmé et approfondi par Kho, Stulz et Warnock (2006).

force est de constater que les éléments de réponse apportés demeurent incomplets<sup>130</sup>. Ce constat invite à une reconsidération du cadre conceptuel et théorique du modèle dynamique international d'équilibre général standard.

Alors que le cadre d'analyse de la macroéconomie dynamique, hormis de rares exceptions<sup>131</sup>, admet le postulat qu'un agent représentatif peut se substituer à l'ensemble des agents économiques, Danthine et Donaldson (2008) ont montré très récemment, dans un cadre purement domestique, les limites de cette approche qui occulte les éventuels conflits d'agence pouvant exister entre les managers et les actionnaires, propriétaires de l'entreprise. Dans les faits, il incombe aux managers de prendre les décisions d'investissement et d'emploi. Celles-ci seront prises dans l'intérêt des actionnaires si et seulement si celui-ci est identique à celui des managers : i.e absence de conflits d'agence. Dans le cas contraire, qui semble être la règle, les décisions d'investissement et d'emploi seront régies par l'intérêt des managers, cherchant à maximiser leur propre utilité. Nous avons montré que la présence d'une autre énigme irrésolue en macroéconomie internationale, la préférence pour les titres nationaux, rendait caduque l'existence de ce contrat optimal. Aussi, avons-nous proposé d'adapter l'approche de Danthine et Donaldson (2008) à un cadre international afin d'étudier l'impact des décisions d'investissement et d'embauche déléguées à un manager sur l'énigme de la quantité. Nous avons cherché à mettre en évidence, en présence d'éventuels conflits d'agence générés par des coûts de transaction qui limitent la détention de titres étrangers, les conséquences de la décision d'investissement dans la propagation des fluctuations internationales. Nos résultats révèlent notamment

---

<sup>130</sup> Voir notamment Baxter et Crucini (1995), Baxter (1995), Kollman (1996), Stockman et Tesar (1995), Van Wincoop (1996) Le Tendre (2000), Kehoe et Ferri (2002), Ambler, Cardia et Zimmerman (2002, 2004), Crucini (2006), Boileau et Normandin (2008)...

<sup>131</sup> Voir notamment Bernanke et Gertler (1989), Carlström et Fuerst (1997) et Bernanke et al. (1999) entre autres, dans un cadre d'économie fermée.

que la décision d'investissement du manager associée à la rémunération des actionnaires contribue à réguler les fluctuations de l'économie et a un impact sur la consommation : la forte corrélation des consommations n'est plus garantie par le modèle. Le modèle international d'équilibre général dynamique avec management délégué que nous développons nous permet effectivement de reproduire des corrélations positives pour la production, la consommation, l'investissement et l'emploi, conformes aux faits stylisés recensés dans la littérature. Nous avons surtout cherché à concilier deux énigmes irrésolues en macroéconomie internationale afin de mieux reproduire les faits stylisés associés aux cycles réels. Nous montrons que la délégation des décisions d'investissement et d'emploi semble offrir des perspectives d'application prometteuses dans un cadre international, en contribuant notamment à la résolution de l'énigme de la quantité lorsque l'énigme de la préférence nationale est prise en considération.

Ainsi, dans cette étude, nous avons revisité deux énigmes irrésolues en macroéconomie internationale et tenté d'y apporter des éléments de réponse. D'une part, nous avons cherché à contribuer à l'explication du phénomène de préférence pour les titres nationaux, en adoptant et une approche théorique (modélisation d'un modèle international à générations imbriquées) et une approche empirique. Nous avons ainsi pu mettre en évidence l'importance des facteurs associés à l'asymétrie informationnelle et aux comportements des agents. D'autre part, nous avons développé un modèle international avec management délégué et préférence nationale pour les titres financiers et montré sa contribution à l'explication de l'énigme de la quantité, en revisitant les liens entre la décision d'investissement et la consommation. Cette approche permet de reconsidérer les problèmes d'agence dans les modèles dynamiques d'équilibre général, offrant ainsi des perspectives de développement, tant en économie fermée qu'en

économie ouverte. Comme le soulignent Hau et Rey (2008), pour le phénomène de préférence pour les titres nationaux, et Danthine et Donaldson (2008), pour les modèles d'équilibre général avec management délégué, ces deux champs laissent place à de nombreuses possibilités de développement et devraient permettre d'offrir un nouvel éclairage aux énigmes irrésolues de la macroéconomie internationale.



## BIBLIOGRAPHIE

- Ackert, L.F., Athanassakos, G., 2003. A simultaneous equation analysis of analysts' forecast bias, analyst following and institutional ownership. *Journal of Business Finance and Accounting* 30 (7-8), 1017-1042.
- Adler, M., Dumas, B., 1983. International portfolio choice and corporation finance: a synthesis. *The Journal of Finance* 38, 925-983.
- Admati, A., 1985. A noisy rational expectations equilibrium for multi-asset security markets. *Econometrica* 53, (3), 629-657.
- Agarwal, V., Naik, N.Y., 2004. Risks and portfolio decisions involving hedge funds. *Review of Financial Studies* 17, 63-98.
- Ahearne, A.G., Grier, W.L., Warnock, F.E., 2004. Information costs and home bias: an analysis of U.S. holdings of foreign equities. *Journal of International Economics* 62, 313-336.
- Aigner, D. J., Hsiao, C., Kapteyn, A., T. Wansbeek, T., 1984. Latent variable models in econometrics: In Griliches, Z., Intriligator, M.D., eds., *Handbook of Econometrics*, 2, North-Holland, Amsterdam, 1321-1393.
- Ambler, S., Cardia, E., Zimmermann, C., 2002. International transmission of the business cycle in a multi-sectoral model. *European Economic Review* 46, 273-300.
- Ambler, S., Cardia, E., Zimmermann, C., 2004. International business cycles: What are the facts?. *Journal of Monetary Economics* 51, 257-276.
- Backus, D., Kehoe, P., Kydland, F., 1992. International real business cycles. *Journal of Political Economy* 100 (4), 745-775.
- Backus, D., Kehoe, P., Kydland, F., 1994. Dynamics of the trade balance and the terms of trade: the J-curve. *American Economic Review* 84 (1), 84-103.
- Backus, D., Kehoe, P., Kydland, F., 1995. International business cycles: theory versus evidence. In T. Cooley, editor, *Frontiers of Business Cycle Research*, Princeton University Press.
- Baele, L., Pungulescu, C., Ter Horst, J., 2007. Model uncertainty, financial market integration and the home bias puzzle. *Journal of International Money and Finance* 2, 606-630.
- Baker, K. H., Nofsinger, J.R., Weaver, D.G., 2002. International cross-listing and visibility. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 37 (3), 495-521.
- Ball, R., Kothari, S.P., Robin, A., 2000. The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings. *Journal of Accounting and Economics* 29, 1-51.

- Basak, S., 1996. An intertemporal model of international capital market segmentation . *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31 (2), 161-187.
- Basak, S., Cuoco, D. 1998. An equilibrium model with restricted stock market participation. *Review of Financial Studies* 11 (2), 309-341.
- Basak, S., Gallmeyer, 2003. Capital market equilibrium with differential taxation. *European Finance Review* 7, 121-159.
- Baxter, M., 1995. International trade and business cycles. In: Grossman, G.M., Rogoff, K. (Eds), *Handbook of International Economics*, Vol. 3. North Holland, Amsterdam, pp. 1801-1864.
- Baxter, M., Crucini, M., 1995. Business cycles and the asset structure of foreign trade. *International Economic Review* 36 (4), 821-854.
- Baxter, M., Jermann, U.J., 1997. The international diversification puzzle is worse than you think. *American Economic Review*, 170-181.
- Baxter, M., Jermann, U.J., King, R.G., 1998. Nontraded goods, nontraded factors, and international non-diversification . *Journal of International Economics* 44, 211-229.
- Becker, S.O. , Hoffmann, M., 2006. Intra- and international risk-sharing in the short run and the long run. *European Economic Review* 50 (3), 777-806.
- Bergström, C, Rydqvist, K, Sellin, P., 1995. Asset pricing with constraints on domestic and foreign investments. *Journal of Business Finance and Accounting*, 20, 865-909.
- Bernanke, B.S., Gertler, M., 1989. Agency costs, net worth, and business fluctuations. *American Economic Review* 79, 14-31.
- Bernanke, B.S., Gertler, M., Gilchrist, S., 1999. The financial accelerator in a quantitative business cycle framework. In Taylor, J.B., Woodford, M. (Eds), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, North Holland, Amsterdam, pp. 1341-1393.
- Bertrand, M, Mullainathan, S., 2003. Enjoying the quiet life? Corporate governance and managerial preferences. *Journal of Political Economy*, 111, 1043-1075.
- Betts, C., Devereux, M., 2000. Exchange rate dynamics in a model of pricing to market. *Journal of International Economics* 50, 215-244.
- Betts, C., Devereux, M., 1996. The exchange rate in a model of pricing to market. *European Economic Review* 40, 1007-1021.
- Bhattacharya, U., Daouk, H., Welker, M., 2003. The world price of earnings opacity. *Accounting Review* 78 (3), 641-678.



- Black, F., 1974. International capital market equilibrium with investment barriers. *Journal of Financial Economics*, 337-352.
- Bohn, H., Tesar, L.L., 1996. U.S. equity investment in foreign markets: portfolio rebalancing or return chasing ? *American Economic Review*, 77-81.
- Boileau, M., Normandin, M., 2008. Closing international real business cycle models with restricted financial markets. *Journal of International Money and Finance*, 27, 733-756.
- Bottazzi, L, P. Pesenti et E. van Wincoop, 1996. Wages, profits, and the international portfolio puzzle. *European Economic Review*, 40 (6), 219-254.
- Bowden, R. J., 1984. *Instrumental variables*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Bradshaw, M.T., Bushee, B.J., Miller, G.S., 2004. Accounting choice, home bias, and US investment in non-US firms. *Journal of Accounting Research*, 42, 795-841.
- Branson, W., Henderson, D., 1985. The specification and influence of asset markets, in R. Jones et P.Kenen ed. : *Handbook of International Economics* Vol II (North-Holland, Amsterdam).
- Brennan, M.J., Cao, H., 1997. International portfolio investment flows. *Journal of Finance* 52 (5), 1851-1880.
- Brock, W., 1982. Asset prices in a production economy, in J.J. McCall, editor, *The Economics of Information and Uncertainty*, University of Chicago Press, Chicago.
- Campbell, J. Y., Froot, K.A., 1994. International experiences with securities transaction taxes, in J. Frankel, ed., *The Internationalization of Equity Markets*. Chicago: University of Chicago Press, 277-303.
- Canova, F., Ubide, A., 1998. Household production and international business cycles. *Journal of Economic Dynamics and Control* 22, 545-572.
- Cantor, R., Mark, N.C., 1988. The international transmission of international business cycles. *International Economic Review* 29 (3), 493-507.
- Carlstrom, C., Fuerst, T., 1997. Agency costs, net worth, and business fluctuations: a computable general equilibrium analysis. *American Economic Review* 87, 893-910.
- Carmichael, B., Coën, A., 2003. International portfolio choice in an overlapping generations model with transaction costs. *Economics Letters* 80, 269-275.
- Carmichael, B., Coën, A., 2008. Asset pricing models with errors-in-variables. *Journal of Empirical Finance* (15) 778-788.

Carmichael, B., Coën, A., L'Her, J.F., 2008. Erreurs sur les variables et modèles d'évaluation des actifs financiers canadiens. *Finance, Revue de l'association française de finance*, vol. 29 (1), 7-29.

Cass, D., 1965. Optimum growth in an aggregative model of capital accumulation. *Review of Economic Studies*, 32, 233-240.

Center for International Financial Analysis & Research (CIFAR). 1995. *International Accounting and Auditing Trends*, 4<sup>th</sup> Edition. Edited by V.B. Bavishi. Princeton, N.J.: CIFAR.

Chan, K., Covrig, V., Ng, L., 2005. What determines the domestic bias and the foreign bias? Evidence from mutual fund equity allocations worldwide. *Journal of Finance* 60 (3), 1495-1534.

Chari, V.V., Kehoe, P. J., McGrattan, E.R., 2002. Can sticky price models generate volatile and persistent real exchange rate? *Review of Economic Studies* 69 (3), 544-563.

Choi, F., Frost, C., Meek, G.K., 1999. *International Accounting*. 3<sup>rd</sup> Edition , Prentice Hall, NJ.

Coën, A., 1999. Analyse du phénomène de préférence pour les titres nationaux et implication en gestion de portefeuille international. Thèse de Doctorat en Sciences de Gestion, Université de Grenoble. UPMF.

Coën, A., 2001. Home bias and international capital asset pricing model with human capital. *Journal of Multinational Financial Management* 11 (4/5), 497-513.

Coën, A., Desfleurs, A., 2004. The evolution of financial analysts' forecasts on Asian emerging markets. *Journal of Multinational Financial Management* 14 (4/5), 335-352.

Coën, A., Desfleurs, A., Hübner, G, Racicot, F., 2005. The performance of Hedge Funds in Presence of Errors in Variables. In *Hedge Funds*, Gregoriou et al. editors, John Wiley, pp 383-387.

Coën, A., Racicot, F., 2007. Capital asset pricing models revisited: Evidence from errors in variables. *Economics Letters*, Vol. 95, 443-450.

Coeurdacier, N., 2005. Do trade costs in goods markets lead to home bias in equities. Working paper EHESS.

Coeurdacier, N., Guibaud, S., 2005. A dynamic equilibrium model of imperfectly integrated financial markets. Working paper EHESS.

Coeurdacier, N., Martin, P., 2007. The geography of asset holdings: Evidence from Sweden. *Sveriges Riskbank working paper series* 202.

Cooper, I., Kaplanis, E., 1986. Costs to crossborder investment and international equity market equilibrium. In J. Edwards, J. Franks, C. Mayers and S. Schaefer

(eds.), *Recent Developments in Corporate Finance*. Cambridge University Press, Cambridge.

Cooper, I., Kaplanis, E., 1994. Home bias in equity portfolios, inflation hedging , and international capital market equilibrium. *Review of Financial Studies* 7, 45-60.

Costello, D., Praschnik, J., 1993. Intermediate goods and the transmission of international business cycles. University of Western Ontario, Mimeo.

Coval, J.D, Moskowitz, T.J., 1999. Home bias at home: Local equity preference in domestic portfolios. *Journal of Finance* 54 (6), 2045-2073.

Coval, J.D, Moskowitz, T.J., 2001. The geography of investment: informed trading and asset pricing. *Journal of Political Economy* 109 (4), 811-841.

Crucini, M. J., 2006. International real business cycles. Working paper 06-W17, July 2006, Vanderbilt University.

Dagenais M.G., 1994. Parameter estimation in regression models with errors in the variables and autocorrelated disturbances. *Journal of Econometrics* 64, 145-163.

Dagenais M.G., Dagenais, D. L., 1997. Higher moment estimators for linear regression models with errors in the variables. *Journal of Econometrics* 76, 193-221.

Dahlquist, M., Pinkowitz, L., Stulz, R.M., Williamson, R., 2003. Corporate governance and the home bias. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*.

Dahlquist, M., Robertsson, G., 2001. Direct foreign ownership, institutional investors, and firm characteristics. *Journal of Financial Economics* 59, 413-440.

Danthine, J., Donaldson, J., 2002. Decentralizing the stochastique growth model. *Cahier de recherche du DEEP 02.05*, Université de Lausanne.

Danthine, J., Donaldson, J., 2005. The macroeconomics of delegated management. *Cahier de recherché du DEEP*, Université de Lausanne.

Danthine, J., Donaldson, J., 2007. Executive compensation: The view from general equilibrium. Working paper, Swiss Finance Institute, University of Lausanne.

Danthine, J., Donaldson, J., 2008. Executive compensation: A general equilibrium perspective. Working paper, Swiss Finance Institute, University of Lausanne.

Davidson, R., MacKinnon, J., 1993. *Estimation and Inference in Econometrics*. Oxford University Press, New York.

Davidson, R., MacKinnon, J., 2004. *Econometric Theory and Methods*. Oxford University Press, New York.

- De Santis, R.A., Gérard, B., 2006. Financial integration, international portfolio choice and the European Monetary Union. ECB Working paper 626.
- Devereux, M., Gregory, A., Smith, G., 1992. Realistic cross-country consumption correlations in a two-country, equilibrium business cycle model. *Journal of International Money and Finance* 11, 3-16.
- Doidge, C., Karolyi, G.A., Stulz, R.M., 2004. Why are foreign firms listed in the U.S. worth more? *Journal of Financial Economics* 71 (2), 205-238.
- Dooley, M. P., 1996. A survey of literature on controls over international capital transactions. *IMF Staff Papers*, vol. 43, 4 (December 1996), 639-687.
- Du, J., Wei, S. J., 2004. Does Insider Trading Raise Market Volatility. *The Economic Journal* 114, 927-946
- Dumas, B., 1992. Dynamic equilibrium and the real exchange rate in a spatially separated world. *Review of Financial Studies*, 5, 153-180.
- Dumas, B., 1994. Partial-equilibrium vs general-equilibrium models of international capital market equilibrium. in Rick van der Ploeg (ed.), *Handbook of International Macroeconomics*, Basil Blackwell (pub.).
- Dumas, B., Uppal, R., 2001. Global diversification growth and welfare with imperfect markets for goods. *Review of Financial Studies* 14 (1), 277-305.
- Durbin, J., 1954. Errors in Variables, *International Statistical Review*, 22, 23-32.
- Edison, H.J., Warnock, F.E., 2003. A simple measure of the intensity of capital controls. *Journal of Empirical Finance* 10 (1-2), 81-103.
- Eichengreen, B., 2001. Capital account liberalizations: what do cross-country studies tell us? *World Bank Economic Review* 15 (3), 341-365.
- Eldor, R., Pines, D., Schwartz, A., 1988. Home asset preference and productivity shocks. *Journal of International Economics* 25, 165-176.
- Errunza, V., Losq, E., 1985. International asset pricing under mild segmentation: theory and test . *The Journal of Finance* 40, 105-124.
- Errunza, V., Losq, E., 1989. Capital flow controls, international asset pricing, and investor's welfare : a multi-country framework. *Journal of Finance* 44, 4, 1025-1037.
- Errunza, V., Losq, E., Padmanabhan, P., 1992. Tests of integration, mild segmentation and segmentation hypotheses. *Journal of Banking and Finance*, 16, 949-972.
- Eun, C., Janakiraman, S., 1986. A model of international asset pricing with a constraint on foreign equity ownership. *Journal of Finance* 41, 697-718.

- Eun, C.S., Huang, W., Lai, S. (2008.) International diversification with large and small-cap stocks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, forthcoming.
- Ferson, W. E., 1982, Expected real interest rates and consumption in efficient financial markets, unpublished Ph.D thesis, Stanford University.
- Foerster, S. R., Karolyi, G. A., 1999. The effects of market segmentation and investor recognition on asset prices: Evidence from foreign stocks listing in the U.S.. *Journal of Finance* 54, 981-1013.
- Fonseca, R., Patureau L., Sopraseuth, T., 2008. Divergence in Labor Market Institutions and International Business Cycles. Working paper 562, Rand Labor and Population working paper series, Rand Population Research Center.
- Frankel, J.A., 1992. Measuring international capital mobility: A Review. *American Economic Review*, 82, 197-202.
- French, K., Porterba, J., 1991. Investor diversification and international equity markets. *American Economic Review* 81, 222-226.
- Fuller, W.A., 1987. *Measurement Error Models*, Wiley, New York, NY.
- Fung, W., Hsieh, D.A., 2001. The risk in hedge fund strategies: Theory and evidence from trend followers. *Review of Financial Studies* 14, 313-341.
- Gehrig, T., 1993. An information based explanation of the domestic bias in international equity investment. *Scandinavian Journal of Economics* 95, 97-109.
- Gelos, R.G., Wei, S.J., 2005. Transparency and International Portfolio Holdings. *Journal of Finance* 60, (6), 2987-3020.
- Glassman, D.A., Riddick, L.A., 2001. What causes home asset bias and how should it be measured? *Journal of Empirical Finance* 8, 35-54.
- Golub, S.S., 1990. International capital mobility: Net versus gross stocks and flows. *Journal of International Money and Finance*, 9, 424-439.
- Gordon, R. H., Varian, H.R., 1989. Taxation of asset income in the presence of a world securities market. *Journal of International Economics* 26, 205-226.
- Grauer, R., Hakansson, N.H., 1987. Gains from international diversification: 1968-1985 returns on portfolios of stocks and bonds. *Journal of Finance* 42, 721-741.
- Greenwood, J., Hercowitz, Z., Huffman, G., 1988. Investment, capacity utilisation, and the real business cycle. *American Economic Review* 78, 402-417.
- Grinblatt, M., Keloharju, M., 2001. How distance, language, and culture influence stockholdings and trades. *Journal of Finance* 56 (3), 1053-1074.
- Grubel, H.G., 1968. Internationally diversified portfolios. *American Economic Review* 58, 1299-1314.

- Gultekin, N.B., 1983. Stock market returns and inflation: evidence from other countries. *The Journal of Finance* 38, 49-66.
- Gultekin, N.B., Gultekin, M.N., Penati, A. 1989. Capital controls and international capital market segmentation: The evidence from the Japanese and the American stock markets. *The Journal of Finance* 44, 849-869.
- Halliday, L., 1989. *The International Stock Exchange Directory*. Institutional Investor, 197 -204.
- Hairault, J.O., 2002. Labor-market search and international business cycles. *Review of Economic Dynamics*, 5, 535-558.
- Hansen, G.D., 1985. Indivisible labor and the business cycle. *Journal of Monetary Economics* 16, 309-327.
- Hau, H., Rey, H., 2008. Home bias at the fund level. *American Economic Review* (forthcoming).
- Hausman, J.D., 1978. Specification tests in econometrics. *Econometrica* 46, 1251-1271.
- Head, A., 2001. Aggregate fluctuations with national and international returns to scale. *International Economic Review* 43, 1101-1125.
- Heath, C., Tversky, A., 1991. Preference and belief: ambiguity and competence in choice under uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty* 4, 5-28.
- Heathcote, J., Perri, F., 2007. International diversification puzzle is not as bad as you think. Working paper, Georgetown University.
- Hietala, P.T., 1989. Asset pricing in partially segmented markets: evidence from the Finnish market. *Journal of Finance* 41, 897-914.
- Hnatkovska, V., 2005. Home bias and high turnover: dynamic portfolio choice with incomplete markets. Working paper, Georgetown University.
- Hodrick, R.J., Prescott, E.C., 1997. Postwar U.S. business cycles: An empirical investigation. *Journal of Money, Credit and Banking* 29, 1-16.
- Hope, O., 2003. Disclosure practices, enforcement of accounting standards, and analysts' forecasts: an international study. *Journal of Accounting Research* 41, 235-272.
- Howell, M., Cozzini, A. 1991. *International Equity Flows. Games without Frontiers: Global Equity Markets in the 1990s*, International Equity Service, Salomon Brothers.
- Huberman, G., 2001. Familiarity breeds investment. *Review of Financial Studies* 14 (3), 659-680.

- International Accounting Standards Committee. 1997. Insight (October 1997).
- Jensen, M., 1986. The agency costs of free cash flow: corporate finance and takeovers. *American Economic Review* 76 (2), 323-330.
- Judd, K. L., Guu, S.M., 2001. Asymptotic methods for asset market equilibrium analysis. *Economic Theory* 18, 127-157.
- Kahneman, D., Tversky, A., 1979. Prospect theory: An analysis of decision under risk. *Econometrica* 47, 263-291.
- Kang, J.K., Stulz, R.M., 1997. Why is there a home bias. *Journal of Financial Economics* 46 (1), 3-28.
- Karolyi, G.A., 1998. Why do companies list shares abroad? A survey of the evidence and its managerial implications. *Financial Markets, Institutions, and Instruments* 7, 1-60.
- Karolyi, G.A., Stulz, R.M., 2004. Are financial assets priced locally or globally? In: *Handbook of the Economics of Finance*, Constantinides, G., Harris, M., Stulz, R.M. (Eds). Amsterdam, The Netherlands: North-Holland.
- Karlsson, A., Norden, L., 2007. Home sweet home: home bias and international diversification among individual investors. *Journal of Banking and Finance* 31, 317-333.
- Kaufmann, D., 2005. Corruption, Governance and Security: Challenges for the Rich Countries and the World - by Daniel Kaufmann (September, 2004) - Chapter in the Global Competitiveness Report 2004/2005 - [www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm](http://www.worldbank.org/wbi/governance/pubs/gcr2004.htm)
- Kaufmann, D., Kraay, A., Mastruzzi, M. 2006. Governance matters V: Governance indicators for 1996-2005". World Bank Policy Research September 2006. <http://www.worldbank.org/wbi/governance/wp-governance.htm>
- Kehoe, P., Perri, F., 2002. International business cycles with endogenous incomplete markets. *Econometrica* 70, 907-928.
- Kendall, M. G., Stuart, A., 1963. *The Advanced Theory of Statistics*, Three-volume edition, volume 1, Hafner Publishing Company, New York, N.Y..
- Kho, B.C., Stulz, R.M., Warnock, F.E., 2006. Financial globalization, governance, and the evolution of the home bias. NBER working paper 12389.
- King, R., Plosser, C., Rebelo, S., 1988. Production, growth and business cycles I. *Journal of Monetary Economics* 21 (2/3), 196-232.
- Klepper, S., Leamer, E.E. 1984. Consistent sets of estimates for regressions with errors in all variables, *Econometrica* 52, 163-184.

- Kollmann, R., 1995. Consumption, real exchange rates, and the structure of international asset markets. *Journal of International Money and Finance* 14, 191-211.
- Kollmann, R., 1996. Incomplete asset market and the cross-country consumption correlation puzzle. *Journal of Economic Dynamics and Control* 20, 945-961.
- Kollmann, R., 2001. Explaining international comovement of output and asset returns: The role of money and nominal rigidities. *Journal of Economic Dynamics and Control* 25, 1547-1583.
- Kydland, F., Prescott, E.C., 1982. Time to build and aggregate fluctuations. *Econometrica* 50, 1345-1370.
- Krugman, P., 1981. Consumption preferences, asset demands and distribution effects in international financial markets. NBER Working Paper No 651.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., 1999. Corporate ownership around the world. *Journal of Finance* 54, 471-517.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R., 1998. Law and finance. *Journal of Political Economy* 106, 1113-1155.
- La Porta, R., Lopez-de-Silanes, F., Shleifer, A., Vishny, R., 2000. Investor protection and corporate governance. *Journal of Financial Economics* 58, 3-27.
- Lane, P., Milesi-Ferretti, G.M., 2006. The external wealth of nations mark II: Revised and extended estimates of foreign assets and liabilities, 1970-2004. IMF working paper 06/09.
- Lang, M., Lins, K., Miller, D., 2003. ADRs, analysts, and accuracy: Does cross listing in the U.S. improve and firm's information environment and increase market value. *Journal of Accounting Research* 78 (3).
- Le Tendre, M.A., 2000. Linear approximation methods and international real business cycles with incomplete asset markets. Working paper Queen's University.
- Leuz, C., Nanda, D., Wysocki, P.D., 2003. Earnings management and investor protection: an international comparison. *Journal of Financial Economics* 69, 505-527.
- Levy, H, Sarnat., M., 1970. International diversification of investment portfolios. *American Economic Review* 60, 668-675.
- Lewis, K.K., 1999. Trying to explain home bias in equities and consumption. *Journal of Economic Literature* 37, 571-608.
- Lintner, J., 1965. Valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *Review of Economics and Statistics*, 13-37.



- Lucas, R.E., 1978. Asset pricing in an exchange economy. *Econometrica* 46, 1429-1444.
- MacKinnon, J., 1992. Model specification tests and artificial regressions. *Journal of Economic Literature*, 102-146.
- Malinvaud, E., 1978. *Méthodes Statistiques de l'Économétrie*, 3<sup>rd</sup> ed., Dunod, Paris.
- Markowitz, H.M., 1952. Portfolio selection. *Journal of Finance* 7, 77-91.
- Martin, P., Rey, H., 2000. Financial integration and asset returns. *European Economic Review ISOM* 44 (7), 1327-1350.
- Martin, P., Rey, H., 2004. Financial super-markets: Size matters for asset trade. *Journal of International Economics* 64 (2), 335-361.
- Mendoza, E., 1991. Real business cycles in a small open economy. *American Economic Review* 81, 797-818.
- Merton, R.C., 1987. A simple model of capital market equilibrium with incomplete information. *The Journal of Finance* 42, 483-510.
- Merton, R.C., 1992. *Continuous-Time Finance*, Basil Blackwell, Oxford.
- Mortensen, D., Pissarides, C. 1999. Job reallocation, employment fluctuations and unemployment. In Taylor, J.B., Woodford, M. (Eds), *Handbook of Macroeconomics*, Vol. 1, North Holland, Amsterdam, pp. 1171-1228.
- Mossin, J., 1966. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica* 34, 768-783.
- Obstfeld, M., 1986. Capital mobility in the world economy: Theory and measurement. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 31, 1-24.
- Obstfeld, M., 1995. International capital mobility in the 1990s. In *Understanding Interdependence: The Macroeconomics of the Open Economy*, P. B. Kenen, Princeton University Press, 201-261.
- Obstfeld, M., Rogoff, K., 1996. *Foundations of International Macroeconomics*. Cambridge, MA : MIT Press.
- Obstfeld, M., Rogoff, K., 2001. The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause. *NBER Macroeconomics Annual* 2000 (15). National Bureau of Economic Research and the Massachusetts Institute of Technology.
- Padmanabhan, P., 1992. Investment barriers and international asset pricing. *Review of Quantitative Finance and Accounting*, 2, 299-319.

- Pagano, M., Roell, A., Zechner, J., 2002. The geography of equity listing: Why do European companies list abroad? *Journal of Finance* 57 (6), 2651-2694.
- Pal, M., 1980. Consistent moment estimators of regression coefficients in the presence of errors in variables. *Journal of Econometrics* 14, 349-364.
- Pesenti, P., van Wincoop, E., 2002. Can non tradables generate substantial home bias ?. *Journal of Money, Credit and Banking*, 34(1), 25-50.
- Portes, R., Rey, H., 2005. The determinants of cross border equity flows. *Journal of International Economics* 65 (2), 269-296.
- Portes, R., Rey, H., Oh, Y., 2001. Information and capital flows: The determinants of transactions in financial assets. *European Economic Review* 45, 783-796.
- Prescott, E., Mehra, R., 1980. Recursive competitive equilibrium: the case of homogeneous households. *Econometrica* 48, 416-422.
- Racicot, F.E., 2003. Trois essais sur l'analyse des données économiques et financières. Thèse de doctorat UQÀM.
- Reese, W., Weisbach, M., 2002. Protection of minority shareholder interests, cross-listings in the United States, and subsequent equity offerings. *Journal of Financial Economics* 66, 65-104.
- Ricketts, N., McCurdy, T., 1995. An international economy with country- specific money and productivity growth processes. *Canadian Journal of Economics* 28, S141-S162.
- Rowland, P. F., 1999. Transaction costs and international portfolio diversification. *Journal of International Economics* 49, 145-170.
- Rowland, P.F., Tesar, L. 2004. Multinational and the gains from international diversification. *Review of Economic Dynamics* 7 (4), 789-826.
- Sarkissian, S., Schill, M. J., 2004. The overseas listing decision: new evidence of proximity preference. *Review of Financial Studies* 17, 769-809.
- Saudagaran, S., Diga, J., 1997. Financial reporting in emerging capital markets: characteristics and policy issues. *Accounting Horizons* 11, 41-64.
- Sellin, P., Werner, I., 1993. International investment barriers in general equilibrium. *Journal of International Economics* 34, 137-151.
- Sercu, P., 1980. A generalization of the international asset pricing model. *Revue de l'Association Française de Finance* 1, 91-135.
- Sharpe, W.F., 1964. Capital asset prices: a theory of market equilibrium under conditions of risk. *Journal of Finance* 19, 429-442.

- Shore, S.H., White, J.S., 2002. External habit formation and the home bias puzzle. Working paper Harvard University.
- Shorish, S., Spear, S., 1996. Shaking the tree: an agency-theoretic model of asset prices. Working paper, Carnegie-Mellon University.
- Smith, C.W., Stulz, R.M., 1985. The determinants of firms' hedging policies. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 20, 391-405.
- Solnik, B. H., 1974. An equilibrium model of the international capital market. *Journal of Economic Theory* 8, 500-524.
- Solnik, B. H., 1974. Why not diversify internationally rather than domestically? *Financial Analyst Journal* 30, 91-135.
- Solnik, B.H., Noetzlin, B., 1982. Optimal international asset allocation: Lessons from the past. *Journal of Portfolio Management* 9, 11-21
- Solnik, B. H., 1983. International arbitrage pricing theory. *The Journal of Finance* 38, 449-457.
- Solnik, B. H., 2002. *International Investments*, Addison Wesley, Reading.
- Solnik, B.H., 2008. Equity home bias and regret : An international equilibrium model. Working HEC school of management, Paris.
- Sorensen, B.E., Wu, Y.T., Yosha, O., Zhu, Y., 2007. Home bias and international risk sharing: Twin puzzles separated at birth. *Journal of International Money and Finance*, 587-605.
- Stockman, A. 1988. Sectoral and national aggregate disturbances to industrial output in seven European countries. *Journal of Monetary Economics* 21, 387-410.
- Stockman, A., H. Dellas, H. 1989. International portfolio nondiversification and exchange rate volatility. *Journal of International Economics*, 26,271-289.
- Stockman, A., Tesar, L.,1995. Tastes and technology in a two-country model of the business cycle: explaining international comovements. *American Economic Review* 85 (1), 168-185.
- Stulz, R.M., 1981. On the effects of barriers to international investment. *Journal of Finance* 36,923-934.
- Stulz, R.M, 1995. International portfolio choice and asset Pricing: an integrative survey, in *Finance, Handbook in Operations Research and Management Science*, Volume 9, by Jarrow, R., V. Maksimovic et W. Ziemba (eds), Elsevier-North Holland.
- Stulz, R.M., Wasserfallen, W., 1995. Foreign equity investment restrictions, capital flight, and shareholder wealth maximization: theory and evidence. Working paper, The Ohio State University.

Stulz, R.M., Williamson, R., 2003. Culture, openness and finance. *Journal of Financial Economics* 70 (3), 313-349.

Tesar, L., I. Werner, I., 1992. Home bias and the globalization of securities markets. Working paper n°1224, Graduate School of Business, Stanford University.

Tesar, L., Werner, I., 1995. Home bias and high turnover. *Journal of International Money and Finance* 14 (4), 46.

Theil, H., Goldberger, A.S., 1961. On pure and mixed statistical estimation in economics, *International Economic Review*, 65-78.

Tobin, J., 1958. Liquidity preference as behavior towards risk *The Review of Economic Studies*, 25, 65-86.

Treasury Department and Federal Reserve Board, 2003. United States Holdings of Foreign Long-Term Securities as of December 31, 1997 and December 31, 1999.

Tversky, A., Kahneman, D., 1991. Loss aversion in riskless choice: A reference dependent mode. *Quarterly Journal of Economics* 106, 1039-1061.

Uppal, R., 1992. The economic determinants of the home country bias in investors' portfolios. *Journal of International Financial Management and Accounting* 4 (3), 171-189.

Uppal, R., 1993. A general equilibrium model of international portfolio choice. *Journal of Finance*, 48, 529-552.

Van Wincoop, E., 1996. A multi-country real business cycles model with heterogeneous agents. *Scandinavian Journal of Economics*, 98, 233-251.

Van Wincoop, E., Warnock, F.E., 2006 Is home bias in assets related to home bias in good ?. Working paper, University of Virginia.

Veldkamp, L., Van Nieuwerburgh, S., 2007. Information immobility and the home bias puzzle. Working paper Stern School of Business, New York University.

Warnock, F. E., 2002. Home bias and high turnover reconsidered. *Journal of International Money and Finance* 21, 795-805.

Warnock, F.E., Cleaver, C., 2003. Financial centers and the geography of capital flows. *International Finance* 6 (1).

White, H., 1980. A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and direct test for heteroskedasticity. *Econometrica* 48, 817-838.

Wu, D.H., 1973. Alternative tests of independence between stochastic regressors and disturbances. *Econometrica* 41, 733-750.